

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

UNE ANALYSE EMPIRIQUE DE L'IMPACT DE LA POLITIQUE
MONÉTAIRE SUR LES SALAIRES RÉELS SECTORIELS ET AGRÉGÉS :
QU'APPRENNONS-NOUS SUR LES MODÈLES MACROÉCONOMIQUES DE
TRANSMISSION MONÉTAIRE ?

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
FRANZISKA MARIA BREMUS

JUILLET 2006

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 -Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

En préambule de ce mémoire, je tiens à remercier les personnes qui m'ont apporté leur aide et qui ont ainsi contribué à l'aboutissement de ce travail.

Mes premiers remerciements iront à M. Louis Phaneuf, directeur de ce mémoire, qui m'a fait bénéficier de son expérience. Je le remercie pour ses conseils avisés tout au long de la rédaction de ce mémoire, pour son temps ainsi que pour son soutien financier.

J'adresse également un remerciement à Marie-Hélène Fournier et à Valérie Raymond qui m'ont aidé de surmonter les malignités de la langue française.

Merci beaucoup à Mohammed Douch et Alain Guay pour leurs conseils au niveau technique.

Enfin, j'adresse mes plus sincères remerciements à ma famille qui m'a soutenue et encouragée tout au long de mes études et à Florian pour sa patience, ses encouragements et son aide au niveau informatique.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES.....	v
LISTE DES TABLEAUX.....	vii
LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	viii
RÉSUMÉ.....	ix
INTRODUCTION.....	1
 CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	4
 CHAPITRE II	
MÉTHODOLOGIE.....	10
2.1 Dérivation de la nouvelle série du choc monétaire de RR.....	10
2.2 Explication du modèle économétrique.....	13
2.2.1 Le modèle.....	13
2.2.2 Procédure de spécification du nombre approprié de retards.....	14
2.3 Procédure permettant de développer le sentier de réponse dynamique.....	19
2.3.1 Interprétation du sentier de réponse.....	19
2.3.2 Procédure de la construction du sentier de réponse.....	19
2.4 Construction des intervalles de confiance.....	21
2.4.1 Les bases.....	21
2.4.2 Procédure exacte	22
 CHAPITRE III	
LES RÉSULTATS.....	24
3.1 Les données.....	24
3.2 Résultats pour les différentes mesures du salaire réel.....	25

3.2.1 Salaires réels sectoriels.....	26
3.2.2 Salaires réels agrégés.....	29
3.3 Robustesse.....	32
3.3.1 Pourquoi inclure des chocs pétroliers dans la régression ?.....	32
3.3.2 La procédure.....	34
3.3.3 Nos résultats sont-ils robustes à l'introduction des prix pétroliers ?.....	34
CHAPITRE IV	
LES IMPLICATIONS DE NOS RESULTATS POUR LES MODÈLES	
MACROÉCONOMIQUES.....	38
4.1 Modèle de participation limitée.....	38
4.2 Le modèle de HLP.....	39
4.2.1 Le modèle de base.....	40
4.2.2 Le modèle à prix rigides.....	41
4.2.3 Le modèle avec salaires nominaux rigides.....	42
4.2.4 Le modèle avec rigidités de prix et rigidités de salaires nominaux	44
CONCLUSION.....	47
APPENDICE A.....	49
APPENDICE B.....	51
APPENDICE C.....	54
APPENDICE D.....	66
APPENDICE E.....	67
RÉFÉRENCES.....	69

LISTE DES FIGURES

Figure 2.1 : Sentiers de réponse pour la Simulation de Monte Carlo (500 tirages).....	23
Figure 3.1 : Sentiers de réponse pour le salaire réel agrégé pour différentes mesures du choc monétaire.....	31
Figure 4.1 : Sentiers de réponse du salaire réel dans le modèle avec prix rigides.....	42
Figure 4.2 : Sentiers de réponse du salaire réel dans le modèle avec salaires nominaux rigides.....	43
Figure 4.3 : Sentiers de réponse du salaire réel dans le modèle avec prix et salaires nominaux rigides.....	44
Figure B.1 : Production industrielle: sentiers de réponse pour différentes combinaisons de retards.....	51
Figure B.2 : PPI: sentiers de réponse pour différentes combinaisons de retards.....	52
Figure B.3 : Salaire agrégé : sentiers de réponse pour différentes combinaisons de retards.....	53
Figure C.1 : Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par PPI).....	54
Figure C.2 : Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par CPI).....	57

Figure C.3 : Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par CPILFE).....	60
Figure C.4 : Sentiers de réponse pour les différentes mesures du salaire réel agrégé, données trimestrielles.....	63
Figure C.5 : Sentiers de réponse pour les différentes mesures du salaire réel agrégé, avec et sans prix pétroliers bruts.....	64
Figure C.6 : Sentiers de réponse pour les différentes mesures du salaire réel agrégé, avec et sans « spot oil prices ».....	65
Figure D.1a : La série du choc monétaire développée par Romer et Romer (2004).....	66
Figure D.1b : Les séries des prix pétroliers (en différences logarithmiques).....	66

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1.1 : Classification des sentiers de réponse générés par CEE.....	6
Tableau 2.1 : Résultats pour le nombre optimal de retards selon le AIC.....	16
Tableau 3.1 : Classification de nos sentiers de réponse.....	27
Tableau A.1 : Production réelle: AIC pour divers nombres de retards du choc et de la production.....	49
Tableau E.1 : Description et sources des données.....	67

LISTE DES ABRÉVIATIONS

AIC	Critère d'information d'Akaike
app.	Appendice
BEA	Bureau of Economic Analysis
BLS	Bureau of Labour Statistics
CEE	article de Christiano, Eichenbaum et Evans (1997)
CPI	Indice des prix à la consommation, tous les postes
CPILFE	Indice des prix à la consommation, sans nourriture et énergie
Fed	Réserve Fédérale américaine
fig.	figure
FOMC	« Federal Open Market Committee »
GDPD	déflateur du PIB
GNPD	déflateur du PNB
HLP	article de Huang, Liu et Phaneuf (2004)
LM	Multiplicateur de Lagrange
MCO	Moindres carrés ordinaires
NP	article de Normandin et Phaneuf (2004)
PCE	indice des dépenses individuelles à la consommation
PIB	Produit intérieur brut
PNB	Produit national brut
RR	article de Romer et Romer (2004)
SIC	« Standard Industrial Classification »
SVAR	VAR structurel
VAR	Représentation vectorielle autorégressive

RÉSUMÉ

Ce mémoire étudie empiriquement l'ajustement du salaire réel en réponse aux chocs monétaires pour l'économie américaine d'après-guerre. Dans la littérature économique, la documentation empirique de ce phénomène n'est pas fiable, puisque les mesures du choc monétaire, qui font appel à des restrictions de court terme, produisent des résultats peu convaincants et imprécis. Donc, notre but est de documenter, de manière précise et convaincante, le comportement empirique du salaire réel suite à un choc monétaire restrictif en utilisant la nouvelle mesure du choc monétaire développée par Romer et Romer (2004). Nous effectuons une régression de différentes mesures du salaire réel sectoriel et agrégé sur leurs propres retards et la série du choc monétaire. Ensuite, nous produisons les sentiers de réponse dynamique pour les différentes mesures du salaire réel. Une grande majorité des sentiers de réponse que nous produisons est statistiquement significative. Donc, notre travail confirme indirectement l'avantage de la mesure de Romer et Romer (2004) sur les mesures traditionnelles du choc monétaire qui font appel à des restrictions de court terme. De plus, nous trouvons que le salaire réel baisse en réponse à un choc monétaire restrictif. Les effets des chocs monétaires sur le salaire réel semblent être permanents. Nous montrons qu'un modèle d'équilibre général qui englobe des rigidités des prix, des rigidités des salaires nominaux et des inputs intermédiaires est capable de reproduire nos résultats empiriques.

INTRODUCTION

L'ajustement du salaire réel est devenu, de nos jours, une des questions centrales de la littérature macroéconomique. De nombreuses études en font preuve, comme celles de Christiano, Eichenbaum et Evans (1997, 2005). Beaucoup de modèles macroéconomiques d'équilibre général ont pour but d'expliquer les effets de la politique monétaire. Ces modèles de mécanismes de transmission monétaire contiennent des chocs monétaires et des rigidités nominales. Leurs prédictions sont différentes par rapport à l'ajustement du salaire réel en réponse aux chocs. En général, les modèles avec rigidités du salaire nominal prévoient que le salaire réel devrait baisser après un choc monétaire expansionniste qui correspond à une innovation négative du taux d'intérêt. Les modèles avec prix rigides prédisent le mouvement inverse, donc, une hausse du salaire réel suivant un choc monétaire expansionniste. Les modèles qui combinent les deux types de rigidité peuvent, en principe, annoncer des salaires réels plutôt insensibles au cas où les effets des deux rigidités se contrebalancent. Il s'en suit que l'ajustement du salaire réel semble être un critère essentiel pour discriminer entre les différents types de mécanismes de transmission monétaire.

Pour qu'il soit possible de mettre les divers modèles de mécanismes de transmission monétaire en compétition, il est indispensable de bien documenter le comportement empirique du salaire réel, en réponse aux chocs, afin de trouver la bonne classe de modèles et ses ingrédients. Donc, il nous faut des preuves empiriques convaincantes pour pouvoir discriminer entre les mécanismes de transmission monétaire.

Dans la littérature macroéconomique, il y a très peu d'études empiriques qui analysent l'impact des chocs monétaires sur le salaire réel. Toutefois, une exception est le travail de Christiano, Eichenbaum et Evans (1997) (CEE) qui analyse empiriquement l'ajustement du salaire réel en réponse aux chocs monétaires. En plus, ce travail est le seul qui incorpore des estimations concernant l'ajustement des salaires réels *sectoriels* en réponse aux chocs

monétaires. CEE considèrent des mesures du salaire réel agrégé et des salaires réels sectoriels couvrant 10 industries de biens durables et de 10 industries de biens non-durables¹. Afin d'identifier le choc monétaire, ils se servent d'une méthode qui consiste à estimer une représentation vectorielle autorégressive (VAR) et à imposer des restrictions de ciblage de la Banque Centrale pour le taux d'intérêt, ainsi que des restrictions d'orthogonalité. CEE prétendent que leurs estimations confirment une baisse du salaire réel agrégé et des salaires sectoriels suite à un choc monétaire restrictif. Cependant, un examen attentif et objectif de leurs résultats, comme nous le montrerons plus tard dans la revue de la littérature, nous amène à conclure que leurs résultats sont partagés. Des réponses du salaire réel qui sont statistiquement significatives, une proportion importante de réponses est positive, ce qui est contraire à leurs affirmations. Donc, s'il faut accepter leur méthodologie d'identification du choc monétaire, les résultats sont aux mieux ambigus et ne permettent en aucune façon de trancher.

De plus, certains travaux récents, comme ceux de Normandin et Phaneuf (2004) (NP), jettent un doute considérable sur la méthodologie utilisée par CEE. NP utilisent une procédure empirique qui exploite l'hétéroscédasticité conditionnelle des erreurs. Comme cette procédure implique une suridentification du VAR, il est possible de tester les restrictions d'identification fréquemment imposées dans la littérature des VARs. Les deux chercheurs montrent que les restrictions d'orthogonalité, comme celles retenues par CEE, ne sont pas vérifiées par les données. Par conséquent, NP suggèrent qu'il faut utiliser des méthodes qui ne font pas appel à des restrictions de court terme afin de mesurer les chocs monétaires adéquatement.

Dans ce texte, nous nous concentrerons sur l'implantation de la nouvelle mesure du choc monétaire mise au point récemment par Romer et Romer (2004) (RR) dans le cadre d'une étude visant à comprendre l'ajustement du salaire réel dans différents secteurs de l'économie. Le but de cette démarche sera d'évaluer, d'une manière qui, espérons le, sera plus décisive, la réponse du salaire réel aux chocs monétaires en se servant de la nouvelle mesure de choc de RR.

¹ Les secteurs seront précisément mentionnés plus tard dans la revue de la littérature.

Notre but sera de trouver des résultats plus convaincants que ceux de CEE, car il est essentiel d'avoir des résultats fiables si nous voulons nous faire une idée plus juste des mécanismes de transmission monétaire qui sont à l'œuvre dans l'économie. Si nous parvenons, grâce à cette nouvelle mesure, à des résultats plus tranchants, nous pourrons considérer l'ajustement du salaire réel comme un critère potentiellement important pour la validation ou le rejet des différents types de mécanismes de transmission monétaire.

L'analyse de nos sentiers de réponse nous permet de conclure qu'un choc monétaire restrictif entraîne un effet négatif sur les salaires réels sectoriels et agrégés dans 95% des cas. Étant donné que la production industrielle baisse également en réponse à un choc monétaire restrictif, le salaire réel montre un comportement procyclique dans ce cas. Il s'avère que la baisse du niveau du salaire réel se fait de façon permanente: même quatre années après le choc, le salaire réel se trouve au-dessous de son niveau initial dans la majorité des cas. Contrairement aux sentiers de réponse produits par CEE (32 sentiers non-significatifs sur 50), nous produisons très peu de sentiers qui sont complètement statistiquement non-significatifs (2 sur 60).

Le présent texte est structuré en quatre chapitres. Le premier chapitre effectue un survol de la littérature sur laquelle se base le mémoire. Le deuxième chapitre a pour but d'expliquer la méthodologie que nous utilisons afin d'analyser l'ajustement du salaire réel en réponse aux chocs monétaires. Nous y exposerons notre modèle économétrique ainsi que les procédures qui permettent de construire les sentiers de réponse et leurs intervalles de confiance. Dans un troisième chapitre, nous dévoilerons les résultats de notre étude. Il sera également question de tester si nos résultats sont robustes à une introduction, dans notre modèle, des chocs pétroliers. Les implications de nos résultats pour les modèles macroéconomiques d'équilibre général seront discutées dans le quatrième chapitre. Nous y évaluerons la capacité de plusieurs modèles à rendre compte de nos résultats empiriques. Nous terminerons par la conclusion.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Ce chapitre donne un aperçu de la littérature sur laquelle se fonde ce mémoire. Il s'agira d'un survol des articles qui traitent de l'ajustement du salaire réel en réponse aux chocs monétaires (article de CEE) et des mesures de ceux-ci (article de NP et article de RR).

Dans leur article, CEE analysent, entre autres, les impacts empiriques des chocs monétaires. Ils observent qu'après un choc monétaire restrictif, le niveau des prix agrégés répond peu et que le salaire réel diminue modestement. D'abord, CEE regardent la réponse de diverses mesures du salaire réel agrégé, pour ensuite se tourner vers des mesures sectorielles du salaire réel.

En ce qui concerne la mesure du choc monétaire, ils utilisent les méthodologies développées par Christiano et al. (1996) et par Sims et Zha (1995). Ces deux approches reposent sur l'hypothèse que la Réserve Fédérale suit une règle de ciblage du taux d'intérêt de la forme suivante:

$$(1) \quad R_t = \psi(\Omega_t) + \varepsilon_{st}$$

où R_t est le « federal funds rate », ψ est une fonction linéaire, Ω_t est l'ensemble d'information disponible au moment où R_t est fixé et ε_{st} représente un choc temporellement non corrélé². Le choc monétaire est une perturbation de cette règle qui est

² La méthodologie de Christiano et al. (1996) implique que ε_{st} est orthogonal à Ω_t . Par contre, Sims et Zha (1995) n'utilisent pas cette restriction d'orthogonalité. Toutefois, il leur faut imposer d'autres restrictions fortes à la place afin de pouvoir identifier le choc monétaire. Pour des informations plus détaillées, voir CEE.

basée sur l'ensemble d'information dont la Banque Centrale dispose. Suivant les méthodes de Christiano et al. (1996) et de Sims et Zha (1995), CEE estiment la représentation vectorielle autorégressive suivante :

$$(2) \quad Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_q Z_{t-q} + u_t$$

où Z_t est un vecteur qui inclut des variables macroéconomiques, comme par exemple le logarithme du PIB réel, le logarithme du déflateur du PIB, le « federal funds rate », le logarithme des réserves totales, la première différence logarithmique de la masse monétaire M2 ainsi que le logarithme du salaire réel. u_t représente le vecteur des termes d'erreur du VAR. CEE fixent le nombre de retards dans le VAR à quatre.

Pour pouvoir quantifier le choc, il leur faut imposer, en plus des restrictions de ciblage, des restrictions d'orthogonalité (restrictions de court terme) imposant qu'il n'y a pas d'interactions contemporaines entre les instruments de la politique monétaire et les variables macroéconomiques. Ensuite, CEE construisent des sentiers de réponse dynamique pour le salaire réel et d'autres variables économiques afin qu'il soit possible d'examiner l'ajustement, après le choc, des différentes variables.

Grâce à l'analyse des sentiers de réponse, CEE prétendent fournir de l'évidence empirique qu'un choc monétaire restrictif qui correspond à une innovation positive du taux d'intérêt, mène non seulement à une baisse persistante du salaire réel agrégé, mais aussi au même résultat pour la majorité des salaires réels sectoriels. De leur analyse, ils semblent tirer la conclusion qu'une théorie macroéconomique plausible ne devrait pas impliquer une hausse du salaire réel après un choc monétaire restrictif. Cependant, il y a un nombre élevé de sentiers de réponse qui, soit ne sont pas statistiquement significatifs, soit montrent des réponses positives après le choc monétaire.

Le tableau 1.1 présente une classification des sentiers de réponse qui ont été produits par CEE. Nous séparons les sentiers des différentes mesures du salaire réel en trois catégories (voir première colonne). D'abord, CEE produisent 10 sentiers de réponse pour les mesures

différentes du salaire réel agrégé (voir colonne 2). Ensuite, ils regardent les sentiers de réponse des salaires réels pour 10 secteurs de biens non durables³ et 10 secteurs de biens durables⁴. Les chercheurs génèrent, pour chaque salaire réel sectoriel, deux sentiers – un qui se base sur le choc monétaire de Christiano et al. (1996) et un qui se base sur la mesure du choc développée par Sims et Zha (1995). Donc, CEE regardent, en tout, 20 sentiers pour les salaires réels des secteurs de biens non durables et 20 sentiers pour les salaires réels des secteurs de biens durables. Dans les colonnes 3 à 5 est inscrit le nombre des sentiers de réponses, par catégorie, qui sont statistiquement non-significatifs (colonne 5) ainsi que le nombre des réponses positives et négatives pour les sentiers qui sont statistiquement significatifs (colonne 3 et 4). Finalement, la ligne « Total », en bas du tableau, résume le nombre des réponses qui sont non-significatives et qui sont significatives et positives ou significatives et négatives pour l'ensemble des réponses du salaire réel observées par CEE.

Tableau 1.1 : Classification des sentiers de réponse générés par CEE

Catégorie du salaire réel	Total	Réponses positives	Réponses négatives	Réponses non-significatives
Salaire réel agrégé	10	0	2	8
Salaire réel, biens non durables	20	5	4	11
Salaire réel, biens durables	20	2	5	13
Total	50	7	11	32

Selon ce tableau, 32 des 50 sentiers de réponse du salaire réel suivant un choc monétaire ne sont pas significatifs ce qui reflète une proportion de 64%. De plus, une importante proportion des sentiers qui sont statistiquement significatifs présente un ajustement du salaire réel à la hausse (7 sur 18). Donc, nous pouvons constater que l'étude de CEE ne fait pas ressortir une tendance fiable de l'ajustement du salaire réel. Par conséquent,

³ SIC 20 : Food and Kindred Products, SIC 21 : Tobacco, SIC 22 : Textile Mill Products, SIC 23 : Apparel and Other Textiles, SIC 26 : Paper and Allied Products, SIC 27 : Printing and Publishing, SIC 28: Chemical and Allied Products, SIC 29: Petroleum and Coal, SIC 30: Rubber and Miscellaneous Plastic Products, SIC 31: Leather and Leather Products.

⁴ SIC 24 : Lumber and Wood Products, SIC 25 : Furniture and Fixtures, SIC 32 : Stone, Clay and Glass, SIC 33 : Primary Metal Industries, SIC 34 : Fabricated Metal Industries, SIC 35 : Machinery – Except Electrical, SIC 36: Electric and Electronic Equipment, SIC 37: Transportation Equipment, SIC 38: Instruments and Related Products, SIC 39: Miscellaneous Manufacturing.

les résultats trouvés par les auteurs semblent douteux et même si les auteurs se permettent de l'affirmer, la réponse du salaire réel n'est pas explicitement négative.

Dans leur article, NP présentent une méthode qui permet de tester les restrictions de ciblage et d'orthogonalité sur lesquelles se basent les mesures conventionnelles des chocs monétaires, comme celles du genre de CEE⁵. Les auteurs estiment un VAR structurel (SVAR) à partir de données pour la période post-1982. Ils relâchent l'hypothèse que les termes d'erreurs sont homoscédastiques. Cela veut dire que, dans leur modèle, les variances conditionnelles des erreurs peuvent varier avec le temps, ce qui mène à une suridentification du SVAR. Grâce à cette suridentification, il est possible de tester les restrictions d'identification imposées dans la littérature qui se base sur les VAR. Afin de pouvoir tester les différentes restrictions de ciblage, NP incorporent un modèle standard du marché des réserves bancaires dans le SVAR. En plus, les deux chercheurs autorisent des interactions contemporaines entre la politique monétaire et les variables macroéconomiques, ce qui permet de tester les restrictions de court terme.

À l'aide des différents tests, NP trouvent les résultats suivants. En ce qui concerne les restrictions de ciblage, NP présentent l'évidence que les procédures de détermination des objectifs de la Banque Centrale incluent non seulement le ciblage du taux d'intérêt (« federal funds rate »), mais aussi celui d'autres variables politiques. Le test qui doit vérifier la validité des restrictions d'orthogonalité (de court terme) rejette celles-ci fortement. Donc, en réalité, les chocs politiques semblent affecter contemporanément les variables macroéconomiques, comme par exemple la production et le niveau de prix. Il s'en suit que les mesures traditionnelles du choc monétaire reposent sur des hypothèses d'identification qui sont fausses. NP montrent que les mesures qui utilisent ces restrictions semblent produire des résultats et des réponses dynamiques erronés. Finalement, ils démontrent que les mesures adéquates du choc monétaire doivent distinguer entre les changements exogènes de la politique monétaire et les réponses systématiques de la Banque Centrale aux fluctuations de la production et du niveau des prix.

⁵ Leur procédure étant beaucoup plus élaborée que celle de CEE, nous renvoyons le lecteur intéressé au texte original.

L'article de RR présente une mesure de la politique monétaire aux États-Unis qui permet d'exclure une partie importante des mouvements endogènes et anticipatoires de la politique monétaire. Nous exposerons en détail plus loin la méthodologie ayant servi à construire cette mesure. Les auteurs s'appuient sur des sources quantitatives et narratives pour en déduire le taux d'intérêt envisagé par la Réserve Fédérale américaine (Fed). Par la suite, RR régressent cette série sur les prévisions internes de la Banque Centrale, afin de trouver une mesure indépendante des réponses systématiques des politiciens aux informations disponibles. Il en résulte la nouvelle série du choc monétaire qui représente la partie du taux d'intérêt ciblé qui n'est pas expliquée par une réponse systématique aux prévisions internes de la Fed.

Après avoir construit la nouvelle série du choc monétaire, RR étudient les implications de cette série pour la production industrielle et le niveau des prix. Ils montrent que la production baisse de 4.3% suite à un choc monétaire non récurrent de 1%. En effectuant la même régression avec la série du changement du taux d'intérêt contemporain au lieu de la nouvelle série du choc monétaire, la réponse de la production est beaucoup plus faible qu'avant. Alors, il semblerait que le nouvel indicateur des chocs monétaires provoque des réponses statistiquement significatives qui sont considérablement plus larges et plus rapides que les réponses obtenues suite aux mesures conventionnelles. C'est la raison pour laquelle il est probable que les mouvements endogènes du taux d'intérêt et de la composante anticipatoire des actions de la Banque Centrale soient substantiels. Ils semblent camoufler une partie de la relation entre la politique monétaire et l'activité réelle de l'économie.

En ce qui concerne la relation entre le niveau de prix et la politique monétaire, RR produisent des résultats intéressants. En utilisant leur nouvelle série du choc monétaire, ils présentent l'évidence que le niveau de prix demeure plus ou moins inchangé pour les premières périodes suivant un choc temporaire de 1%. Ensuite, les prix commencent à baisser pour arriver à un niveau qui est de 6% plus bas qu'avant le choc monétaire. Par contre, les chercheurs parviennent à un résultat complètement différent en remplaçant le nouvel indicateur du choc monétaire par le changement du taux d'intérêt. Dans ce cas, le niveau des prix augmente suivant le choc. Cela signifie une corrélation positive entre le niveau de prix et

le taux d'intérêt (« price puzzle ») ce qui n'a intuitivement pas de sens. Donc, il apparaît que la nouvelle mesure du choc monétaire développée par RR parvient mieux à éclairer la relation entre la politique monétaire et les variables macroéconomiques que les indicateurs conventionnels.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

Le présent chapitre expose la méthodologie employée dans le cadre de notre étude empirique quant à l'ajustement du salaire réel en réponse aux chocs monétaires. Nous y expliquerons d'abord comment RR dérivent la série des chocs monétaires que nous utiliserons dans nos régressions plus loin. Cette partie est suivie par la présentation du modèle économétrique. Puis, nous exposerons les procédures permettant de construire les sentiers de réponse dynamiques ainsi que les intervalles de confiance.

2.1 Dérivation de la nouvelle série du choc monétaire de RR

Il existe plusieurs variables que nous pouvons analyser pour déduire le comportement de la politique monétaire et des chocs monétaires. Ce sont, par exemple, la masse monétaire ou les différents taux d'intérêts. Dans leur article, RR choisissent d'examiner les changements du « federal funds rate », un taux d'intérêt de court terme aux États-Unis, afin d'en dériver leur nouvel indicateur de la politique monétaire. Les auteurs appuient leur choix en argumentant que ce taux d'intérêt semble être le meilleur indicateur sur une longue période suivant différents régimes monétaires. De plus, le taux d'intérêt est moins soumis aux fluctuations endogènes que d'autres variables macroéconomiques, comme par exemple la masse monétaire, qui augmente avec des expansions économiques suite à un multiplicateur de monnaie plus élevé.

Pourquoi avons-nous besoin d'une nouvelle mesure des chocs monétaires ? D'après RR, il y a deux problèmes qui peuvent causer un biais des mesures conventionnelles de la politique monétaire. Premièrement, les anciens estimateurs des chocs monétaires, qui reflètent par exemple les changements du taux d'intérêt au fil du temps, contiennent des

mouvements endogènes. Cela signifie qu'ils comprennent des changements du taux d'intérêt qui ne sont pas liés aux actions de la Banque Centrale mais qui sont causés simplement par les conditions économiques. Deuxièmement, il peut y avoir des *mouvements anticipatoires* dans les mesures conventionnelles du choc monétaire. Dans ce cas, les changements du taux d'intérêt s'expliquent par les réactions systématiques de la Banque Centrale aux informations sur le développement futur de l'économie.

RR essayent d'éliminer ces deux sources de biais en développant un nouvel indicateur de la politique monétaire. Ils dérivent leur nouvelle série du choc monétaire par une démarche en deux étapes. La première étape consiste à construire une série de changements de la cible du taux d'intérêt autour des rencontres du « Federal Open Market Committee (FOMC) », ceci pour la période de 1969-1996. Afin d'identifier les intentions de la Réserve Fédérale, les auteurs analysent d'abord des sources narratives, comme par exemple les « Record of Policy Actions of the FOMC » (Compte-rendus d'actions politiques du FOMC), les « Minutes of FOMC » (Minutes du FOMC) et les « Transcripts of FOMC » (Transcriptions du FOMC). Dans les Compte-rendus, nous trouvons, par exemple, des informations concernant le taux d'intérêt envisagé par la Réserve Fédérale ainsi que les déviations du taux d'intérêt de la cible juste avant chaque réunion du FOMC. RR en déduisent une série de taux d'intérêt ciblé qu'ils comparent ensuite avec une deuxième source d'information : il s'agit des « Memos » (Mémos) internes qui donnent des informations quantitatives concernant les intentions de la Banque Centrale. Les mémos fournissent des valeurs numériques du taux d'intérêt prévu ainsi que des remarques aidant à comprendre les intentions de la Réserve Fédérale. Dans le cas où il y a des différences importantes ou des ambiguïtés entre les mémos et la série dérivée à l'aide des sources narratives, RR s'orientent plutôt vers les sources quantitatives. La série qui résulte de cette première étape reflète les intentions de la Banque Centrale concernant le taux d'intérêt à travers les changements de la cible pour celui-ci. Cette mesure est indépendante de la relation endogène entre le taux d'intérêt et les conditions économiques.

Dans une deuxième étape, les chercheurs examinent les prévisions internes de la Réserve Fédérale, les prévisions du « Greenbook », pour l'inflation et l'activité réelle, afin

d'épurer le taux d'intérêt ciblé des réponses systématiques aux informations sur le futur. Pour faire cela, il faut avoir une bonne mesure de l'information dont la Réserve Fédérale dispose. RR argumentent que les prévisions internes représentent une excellente approximation de l'information utilisée par la Réserve Fédérale, étant donné la haute qualité de ces prévisions. Elles apparaissent quelques jours avant chaque rencontre du FOMC et donc, il semblerait que les membres du FOMC ne consultent pas d'autres sources d'information significatives afin de baser leurs décisions de ciblage.

Finalement, RR régressent le changement du taux d'intérêt envisagé autour des rencontres du FOMC sur les prévisions internes concernant les variables macroéconomiques qui sont importantes pour le ciblage du taux d'intérêt. Le résidu de cette régression représente les changements du taux d'intérêt ciblé qui ne sont pas provoqués par des réponses systématiques aux informations disponibles sur le futur. Autrement dit, c'est la partie de la variation du taux d'intérêt ciblé qui n'est pas expliquée par les réactions aux prévisions.

La nouvelle série du choc monétaire qui résulte des deux étapes précédentes est créée seulement pour les jours juste avant les rencontres du FOMC selon la disponibilité des prévisions internes. Afin qu'il soit possible d'utiliser la nouvelle mesure pour des analyses économiques, il faut la transformer en une série mensuelle. Dans ce but, RR assignent chaque choc, alors chaque changement du taux d'intérêt ciblé qui n'est pas une réponse aux prévisions, au mois où la rencontre du FOMC a lieu. S'il y a deux réunions par mois, ils somment les chocs. S'il n'y a aucune rencontre du comité, le choc est nul. Cette démarche est cohérente, car s'il n'y a pas de réunion, il n'y a pas de changement de la cible du taux d'intérêt qui n'est pas une réponse systématique aux informations. Donc, il ne peut pas y avoir un choc selon la définition de RR.

La figure D.1a (voir app.D, p.66) montre la série du choc monétaire de RR. Le temps est noté sur l'axe horizontale. Sur l'axe verticale, nous retrouvons le changement du taux d'intérêt ciblé qui n'est pas une réponse aux prévisions en points de pourcentage. Il faut constater qu'entre 1969 et 1979, la série varie beaucoup plus qu'à partir de l'année 1983. Pendant la période entre 1979 et 1982, il y a une concentration d'activités restrictives de la

politique monétaire ce qui se traduit par des valeurs fortement positives de la série des chocs. Ce phénomène correspond, selon RR, à une époque pendant laquelle la Fed était particulièrement préoccupée par l'inflation.

2.2 Explication du modèle économétrique

Après avoir identifié la nouvelle mesure du choc monétaire, il est question de l'utiliser pour examiner l'ajustement du salaire réel en réponse à une réalisation non récurrente du choc de 1%. Le but de cette démarche sera d'analyser comment les résultats de CEE concernant le salaire réel seront affectés par l'introduction de la nouvelle mesure.

2.2.1 Le modèle

Nous commençons par une approche similaire à celle qui est présentée par RR. Dans leur étude, les deux chercheurs effectuent la régression suivante pour la production industrielle :

$$(3) \quad \Delta y_t = a_0 + \sum_{k=1}^{11} a_k D_k + \sum_{i=1}^{24} b_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{36} c_j S_{t-j} + e_t \quad \text{où} \quad \Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

où y est le logarithme de la production industrielle, S est la nouvelle mesure du choc monétaire et les D sont des indicatrices saisonnières. Étant donné que RR utilisent des données qui ne sont pas désaisonnalisées, il faut inclure ces variables dichotomiques mensuelles pour tenir compte des effets des saisons. RR estiment les coefficients de l'équation (a_k , b_i , c_j) par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Dans notre étude, il s'agit de régresser le salaire réel loglinéarisé (w) en premières différences sur une constante, les variables indicatrices (D), plusieurs retards du salaire réel loglinéarisé en premières différences et plusieurs retards de la nouvelle série de RR (S) qui indique le choc monétaire :

$$(4) \quad \Delta w_t = a_0 + \sum_{k=1}^{11} a_k D_k + \sum_{i=1}^m b_i \Delta w_{t-i} + \sum_{j=1}^n c_j S_{t-j} + e_t$$

Nous estimons les coefficients de cette régression, comme RR l'ont fait, par la méthode des MCO. La méthode pour spécifier n et m , le nombre de retards pour Δw_{t-i} et S_{t-j} , sera présentée dans le paragraphe suivant.

2.2.2 Procédure de spécification du nombre approprié de retards

Afin de trouver une spécification optimale pour notre régression, il faut d'abord trouver le nombre approprié de retards à inclure pour le choc (S) et la différence logarithmique du salaire réel (Δw). Ce choix est très important pour deux raisons principales. Premièrement, si nous incluons trop de retards, nous risquons une perte de degrés de liberté. Deuxièmement, si l'équation ne comporte pas assez de retards, cela peut mener à un biais des coefficients estimés, dû à une autocorrélation possible du terme d'erreur. Comme le nombre optimal de retards n'est pas connu, il nous faut entreprendre un test de spécification pour celui-ci.

Il y a plusieurs façons de déterminer le nombre approprié de retards à inclure dans une régression. Une mesure qui est fréquemment utilisée dans la littérature macroéconomique est le critère d'information d'Akaike (AIC) lequel est défini comme:

$$(5) \quad AIC(q) = \ln(\varepsilon' \varepsilon) / T + (2q) / T$$

où q est le nombre de retards qui apparaît dans l'équation, T est le nombre d'observations et ε est le vecteur des termes d'erreur.

Dans leur article, RR ne font pas ressortir comment ils choisissent le nombre de retards à inclure dans leurs régressions. Alors, nous comparerons le nombre de retards choisi par RR avec celui proposé par le AIC. La procédure consiste à estimer les coefficients des équations avec un nombre différent de retards. Puis, il faut construire la valeur du AIC. Nous cherchons

le nombre optimal de retards pour les diverses régressions à travers plusieurs combinaisons de retards pour le choc et la variable dépendante. D'abord, nous diminuons le nombre de retards en gardant le même ratio entre les retards du choc et les retards de la variable dépendante comme dans RR, c'est-à-dire le ratio 3:2 pour les retards des variables réelles (y et w) et 2 : 1 pour le niveau de prix. Ensuite, nous coupons les retards du choc et de la variable à expliquer simultanément de 36 jusqu'à 1. Le nombre de retards optimal est celui qui minimise la valeur du AIC. Un tableau plus détaillé montrant les valeurs du critère d'information d'Akaike pour les différentes combinaisons de retards de la production industrielle se trouve dans l'appendice A.1 (p.49).

Après avoir trouvé le modèle qui minimise la valeur du AIC, nous testons s'il reste de la dynamique dans le résidu de cette régression ou s'il est un bruit blanc. Dans le cas où le terme d'erreur contient de la dynamique, nous n'avons pas inclut suffisamment de retards pour les variables explicatives. Nous testons à l'aide de la statistique Q (test de Ljung et Box)⁶ si le résidu est autocorrélé. L'hypothèse nulle est qu'il n'y a pas d'autocorrélation. Si nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle, le résidu n'est pas autocorrélé et donc il est un bruit blanc. Dans ce cas, nous avons trouvé le nombre approprié de retards à inclure selon le critère d'information d'Akaike.

Le tableau 2.1 présente le nombre optimal de retards à inclure, d'après le AIC, pour les différentes variables dépendantes. De plus, il montre le nombre de retards choisi par RR pour la régression de la production et le niveau de prix mesuré par l'indice des prix à la production (PPI). A l'aide de la statistique Q, nous vérifions que les résidus des régressions optimales selon le AIC sont des bruits blancs. Étant donné que les « valeurs p » pour les valeurs de la statistique Q sont dans tous les cas grands et nettement supérieures à 0.05 (pour toutes les variables observées), nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle du test de Ljung et Box. En conséquence, tous les résidus observés sont des bruits blancs. Les tests formels révèlent que le nombre optimal de retards choisi à l'aide du AIC ne correspond pas au nombre de

⁶ La statistique Q pour k retards: $Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k (\tau_j)^2 / (T-J)$ où T est le nombre d'observations et τ_j est la j -ème autocorrélation.

retards proposé dans l'article de RR. La troisième colonne du tableau 2.1 présente le nombre de retards choisi par RR. Nous remarquons que les Romer spécifient leur modèle pour la production réelle avec 36 retards pour le choc et 24 retards pour la production, c'est-à-dire qu'ils fixent un ration 3:2 pour les retards du choc et de la production. Par contre, nous déterminons 16 retards pour le choc et pour la production en utilisant le AIC. Quant à la spécification du nombre de retards pour le PPI, RR choisissent 48 et 24 retards (ratio 2:1) pour le choc et le PPI respectivement tandis que nous arrivons à 13 retards pour les deux variables explicatives. Afin de clarifier si ces différences entre les spécifications du nombre de retards ont de l'importance pour notre étude, nous examinons comment les sentiers de réponse diffèrent pour des modèles à combinaisons différentes des retards du choc et de la variable dépendante⁷, et ceci pour trois cas exemplaires. Ainsi, nous regarderons les sentiers de la production industrielle, du PPI et du salaire réel agrégé (déflaté par le PPI) pour différentes spécifications du nombre de retards.

Tableau 2.1 : Résultats pour le nombre optimal de retards selon le AIC

Variable à expliquer	Retards selon AIC	Retards choisis par RR
Δy	16 pour S , 16 pour Δy	36 pour S , 24 pour Δy
Δppi	13 pour S , 13 pour Δppi	48 pour S , 24 pour Δppi
$\Delta(W/PPI)$	13 pour S , 13 pour $\Delta(W/PPI)$	-
$\Delta(W/CPI)$	30 pour S , 20 pour $\Delta(W/CPI)$	-
$\Delta(W/CPILFE)$	30 pour S , 30 pour $\Delta(W/CPILFE)$	-
$\Delta(W/GDPD)$	10 pour S , 10 pour $\Delta(W/GDPD)$	-

En examinant les figures B.1 à B.3 (voir app.B, p.51-53), il faut remarquer que les sentiers de réponse sont sensibles au nombre de retards des variables explicatives. Nous commençons d'abord les sentiers de réponse pour la production industrielle y . Le troisième graphique de la figure B.1 montre la réponse du niveau de la production après un choc monétaire de la régression effectuée par RR (voir équation (3)) avec 36 retards pour le choc et 24 retards pour la différence logarithmique de la production. Une hausse de la production au cours des cinq premiers mois après le choc est suivie par une baisse de celle-ci. La

⁷ Il s'agit des séries de la production et du PPI utilisées par Romer et Romer (2004).

production atteint un minimum, environ 27 mois suivant le choc, alors qu'elle diminue de 4.3% par rapport à son niveau initial. Ensuite, elle commence à tendre vers sa valeur initiale. L'ajustement de la production industrielle semble donc être temporaire suite à un choc monétaire non récurrent. Le sentier de réponse de y varie pour le modèle avec le nombre optimal de retards d'après le AIC (16 pour S et 16 pour Δy), même si sa forme ressemble à celle du sentier pour 36 et 24 retards. La réponse de y est moins prononcée qu'avant, alors que la baisse maximale, 25 mois après le choc, est d'environ 2.7 % (voir figure B.1, premier graphique). La réponse semble être permanente, étant donné que le niveau de y ne paraît pas tendre vers son niveau initial pendant les 48 mois observés.

En maintenant le même ratio entre le nombre de retards pour S et Δy comme dans l'article de RR ($36:24 = 3:2$), par exemple 18 et 12 retards pour S et Δy respectivement, le sentier de réponse change de la manière suivante (voir deuxième graphique de la figure B.1): le niveau de la production décroît pour l'ensemble des 48 mois après le choc sans retourner vers le niveau initial et donc l'ajustement de la production réelle semble être permanent. Par conséquent, nous concluons de cette analyse que les changements du nombre de retards peuvent modifier les sentiers de réponse et ainsi les résultats empiriques de façon non négligeable.

Les résultats empiriques pour l'indice des prix à la production révèlent le même problème. En comparant les trois graphiques de la figure B.2, il faut constater que l'ajustement du niveau des prix mesuré par le PPI est différent selon le nombre de retards inclus dans le modèle. Plus le nombre de retards est petit, moins la réaction du niveau de prix est forte. Selon le critère d'information d'Akaike, c'est la combinaison de 13 retards pour le choc et 13 retards pour la différence logarithmique du niveau des prix qui est optimale. Par contre, RR effectuent la régression avec 48 et 24 retards pour S et Δppi respectivement. Ils parviennent ainsi à une réaction du niveau de prix qui est beaucoup plus importante que dans le cas avec 13 retards. Dans l'article de RR, la baisse maximale du PPI est de 5.9% quatre ans après le choc tandis que nous n'arrivons qu'à une baisse de 1.1% à la fin de la période observée.

Tournons-nous maintenant vers les sentiers de réponse d'une mesure spécifique du salaire réel. Il s'agit du salaire nominal pour le secteur privé divisé par l'indice des prix à la production, W/PPI (voir figure B.3). Pour cette mesure du salaire réel agrégé, le modèle économétrique optimal selon le AIC inclut 13 retards pour les deux variables explicatives. La réponse pour cette équation est négative au cours des quatre années suivant le choc. Le niveau du salaire réel baisse subitement après le choc et se stabilise à un niveau qui est d'environ 0.6 % plus bas que le niveau initial. Mais, étant donné que la réponse n'est plus significative à compter de la 12^e période, il est impossible de faire des affirmations concernant la persistance de la réponse.

Toutefois, en substituant le nombre de retards par 36 pour S et 24 pour $\Delta(W/PPI)$ comme RR l'ont fait pour la production réelle, le niveau du salaire réel diminue d'abord, pour augmenter considérablement à partir de la deuxième année suivant le choc. 45 mois après le choc, le niveau du salaire réel est de 2% plus élevé que le niveau initial et il semblerait que la hausse du sentier de réponse continue même quatre ans après le choc. Ce comportement particulier du salaire réel peut en principe être attribuable au comportement du déflateur. Donc, la hausse du salaire réel semble être causée par la baisse prononcée du PPI autour du 25^e mois après le choc pour une spécification du modèle économétrique qui inclut un grand nombre de retards (voir app. B.2, 2^e et 3^e panel).

Après avoir discuté, pour plusieurs variables, de l'importance du choix du nombre de retards à inclure dans la régression, nous déterminons le nombre de retards approprié pour toutes les autres mesures du salaire réel que nous utiliserons dans ce travail (voir tableau 2.1). Pour le salaire nominal agrégé déflaté par l'indice des prix à la consommation (CPI), l'utilisation du AIC suggère une régression comprenant 30 et 20 retards pour S et $\Delta(W/CPI)$ respectivement. En ce qui concerne le salaire réel déflaté par l'indice des prix à la consommation qui exclut la nourriture et l'énergie (CPILFE), le nombre optimal de retards selon le AIC est 30 pour le choc et 30 pour le salaire réel. Les spécifications du nombre de retards pour les différentes mesures du salaire réel mensuel agrégé (W/PPI , W/CPI et $W/CPILFE$) seront gardées pour les mesures des salaires réels *sectoriels* correspondantes.

Vu que la majorité des modèles des cycles économiques utilisent des données trimestrielles, il paraît être utile d'analyser également des séries trimestrielles du salaire réel. Quant aux mesures trimestrielles du salaire réel, nous prenons le salaire réel agrégé déflaté par le déflateur du PIB (GDPD) comme exemple. Pour cette mesure, le modèle optimal d'après le AIC comporte 10 retards pour le choc et le salaire réel. Nous adoptons cette spécification du nombre de retards pour toutes les mesures du salaire réel trimestriel, après avoir vérifié que les résidus de chaque régression pour les différentes mesures du salaire réel trimestriel ne contiennent pas de dynamique.

2.3 Procédure permettant de développer le sentier de réponse dynamique

Afin de pouvoir analyser l'ajustement du salaire réel, nous devons construire les sentiers de réponse dynamique. Dans cette section, nous clarifierons d'abord l'interprétation des sentiers de réponse. Puis, nous nous consacrerons à l'explication de la construction des sentiers.

2.3.1 Interprétation du sentier de réponse dynamique

Imaginons que l'économie se trouve initialement à l'équilibre, c'est-à-dire que S , le choc monétaire, est fixé à zéro. Maintenant, nous considérons qu'il y a un choc qui frappe le système en changeant la valeur de S de 0 à 1 pour une seule période. Après, S reprend la valeur de 0. Donc, il s'agit d'un choc non récurrent de 1% qui perturbe le système. La variable à expliquer, qui est le salaire réel w dans notre cas, va dévier de sa valeur d'équilibre suite à ce choc et éventuellement retourner à sa valeur initiale pendant les périodes suivant le choc. Le sentier de réponse dynamique montre la déviation en pourcentages du niveau de la variable en question de sa valeur initiale.

2.3.2 Procédure de la construction du sentier de réponse dynamique

Comment génère-t-on un tel sentier de réponse dynamique pour une certaine variable? Regardons l'équation (3). Premièrement, nous estimons les coefficients (c_i , b_j). Pour trouver le sentier de réponse, nous nous intéressons uniquement aux variables explicatives Δy et S ,

c'est-à-dire que nous laissons tomber les variables indicatrices ainsi que la constante dans l'équation (3). Il reste l'expression suivante :

$$(6) \quad \Delta y_t = \sum_{i=1}^{24} \hat{b}_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{36} \hat{c}_j S_{t-j} \quad \text{où} \quad \Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

Suite à cela, nous mettons $S_0 = 1$ et $y_0 = 0$. Toutes les valeurs de y avant le choc, donc avant la période 0, sont également supposées nulles, donc $\Delta y_0 = 0$. Ensuite, il faut trouver une formule générale qui nous informe de la réponse du *niveau* de la production industrielle y aux chocs monétaires. Pour trouver la formule, nous regardons les réponses de y pour quelques périodes :

Période 0 : $y_0 = 0$

Période 1 : $\Delta y_1 = y_1 - y_0 = \hat{b}_1(\Delta y_0) + \hat{c}_1 S_0$

$$y_1 - 0 = \hat{b}_1 \cdot 0 + \hat{c}_1 \cdot 1 \quad \Leftrightarrow y_1 = \hat{c}_1$$

Période 2 : $y_2 - y_1 = \hat{b}_1(y_1 - y_0) + \hat{b}_2(\Delta y_0) + \hat{c}_1 S_1 + \hat{c}_2 S_0$

$$\Leftrightarrow y_2 = \hat{c}_1 + \hat{c}_2 + \hat{b}_1 y_1$$

Période 3 : $y_3 = \hat{c}_1 + \hat{c}_2 + \hat{c}_3 + \hat{b}_1 y_2 + \hat{b}_2 y_1$

\vdots

Période n : $y_n = \sum_{j=1}^n \hat{c}_j + \sum_{i=1}^{n-1} \hat{b}_i y_{n-i}$

Après avoir trouvé la formule générale pour y_n , nous sommes en mesure de générer la réponse du niveau de la variable dépendante pour les n périodes qui suivent le choc monétaire. La déviation du niveau de la production (en pourcentage) se trouve sur l'axe vertical du graphique et nous mettons les périodes suivant le choc sur l'axe horizontal. Nous construisons ensuite le sentier de réponse dynamique pour $n = 48$ mois, c'est-à-dire pour les quatre premières années après le choc.

2.4 Construction des intervalles de confiance

Après avoir construit des sentiers de réponse qui reposent sur des estimations ponctuelles, nous sommes confrontés à l'incertitude concernant la précision de nos sentiers. C'est pourquoi nous nous tournons maintenant vers la méthodologie permettant d'estimer les intervalles de confiance.

2.4.1 Les bases

Pour générer les sentiers de réponse dynamique, nous avons d'abord estimé les coefficients c_j et b_i pour ensuite générer la réponse du niveau de la production suite à un choc monétaire de un pour cent, ceci pour les 48 mois suivant le choc. Il s'agit des sentiers de réponse auxquels est liée une certaine incertitude, car ils résultent d'une estimation ponctuelle. Nos coefficients sont des variables aléatoires ayant une certaine distribution. Une estimation ponctuelle des coefficients comme nous l'avons fait ne fournit pas d'information concernant la précision de notre sentier de réponse qui en résulte. Donc, plutôt que de donner une estimation ponctuelle, nous devons proposer un intervalle de confiance. L'idée de l'estimation d'un intervalle de confiance est de définir, autour du sentier de réponse qui résulte de notre estimation ponctuelle, un intervalle qui contient le vrai sentier de réponse avec une forte probabilité.

Il y a différentes méthodes pour construire des intervalles de confiance. Dans ce mémoire, nous nous inspirons de la méthode utilisée par RR (voir page 1069 de RR, note de bas de page) qui repose sur une « Simulation de Monte Carlo ». A l'aide de la Simulation de Monte Carlo, nous générons, à maintes reprises, des valeurs pour les variables aléatoires de

notre modèle. Afin d'utiliser la simulation adéquatement, il faut spécifier les réalisations possibles des variables aléatoires. Les incertitudes des variables sont quantifiées par leur distribution de probabilité. Dans notre cas, les coefficients c_j et b_i sont les variables incertaines pour lesquelles nous voulons générer plusieurs réalisations. Sans la simulation, nous n'aurions qu'une réalisation de ces variables.

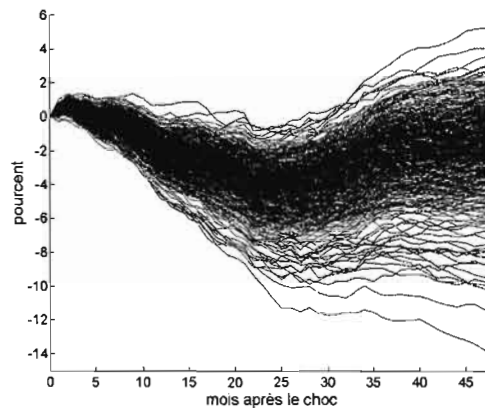
2.4.2 Procédure exacte

Tout d'abord, nous estimons les coefficients de l'équation (3), par exemple, par la méthode des MCO. En utilisant les coefficients estimés pour le choc et les retards de la production, \hat{c}_j et \hat{b}_i , nous générons le sentier de réponse dynamique pour y comme nous l'avons décrit dans la section précédente. Nous supposons, en nous référant à l'article de RR, que les coefficients estimés sont des réalisations d'une distribution normale multivariée. Pour construire l'intervalle de confiance, il nous faut spécifier la distribution normale à l'aide de sa moyenne et de sa variance. En général, les coefficients estimés, \hat{c}_j et \hat{b}_i , sont les réalisations les plus probables, c'est-à-dire qu'en estimant notre modèle, nous obtenons directement une estimation de la vraie moyenne. La variance de la distribution est déterminée par la matrice de variance-covariance des coefficients \hat{c}_j et \hat{b}_i . Une fois la distribution déterminée, nous en tirons, au hasard, 500 ensembles de coefficients. Puis, nous calculons les sentiers de réponse pour chaque échantillon de coefficients. Donc, nous nous retrouvons avec 500 sentiers de réponse. La figure 2.1 montre la représentation graphique des sentiers de réponse qui résultent des 500 tirages de la distribution normale multivariée des coefficients pour l'équation (3). On voit qu'une grande proportion des sentiers se concentre dans un intervalle précis.

Maintenant, nous déterminons l'écart-type des 500 réalisations de la réponse du niveau de la production, y_n , pour chaque mois n . Afin d'arriver à la frontière supérieure de l'intervalle de confiance, nous additionnons l'écart-type sur chaque valeur de y_n correspondant que nous avons trouvé grâce à la procédure décrite dans la section 2.3. Nous obtenons la frontière inférieure de l'intervalle de confiance en soustrayant l'écart-type de chaque y_n calculé initialement. Étant donné que notre intervalle a deux écarts-types de

largeur, le niveau de confiance est d'environ 68%. Le dernier graphique de la figure B.1 (voir app.B, p.51) présente le sentier de réponse de la production industrielle avec l'intervalle de confiance comme nous le trouvons dans l'article de RR. Les lignes pointillées représentent l'intervalle de confiance tandis que la ligne pleine montre le sentier de réponse de la production.

Figure 2.1 : Sentiers de réponse pour la Simulation de Monte Carlo (500 tirages)



CHAPITRE III

LES RÉSULTATS

Dans ce chapitre, nous exposerons les résultats des estimations concernant la réponse du salaire réel à la série du choc monétaire de RR. Avant d'analyser les sentiers de réponse dynamiques des différentes mesures du salaire réel, nous consacrerons d'abord un paragraphe à la présentation des données que nous utilisons. La troisième section de ce chapitre portera sur la robustesse des résultats lors d'une inclusion des chocs pétroliers dans notre modèle.

3.1 Les données⁸

Les séries temporelles des salaires nominaux et des prix utilisées dans ce mémoire sont mensuelles ou trimestrielles. Elles couvrent l'échantillon de 1969 à 1996. Nous tirons les données des salaires sectoriels et du salaire agrégé pour le secteur privé en entier du « Bureau of Labor Statistics (BLS) »⁹. Ce sont des séries mensuelles qui mesurent les salaires *nominaux* des différents secteurs et du secteur privé en entier par les gains horaires moyens¹⁰. Nous étudions la réponse des salaires sectoriels pour 10 industries de biens non durables¹¹ et 8 industries de biens durables¹² qui sont classifiés selon le système américain de « Standard Industrial Classification (SIC) ». Les données sont les mêmes que celles utilisées par CEE, sauf que ceux-ci ont utilisé des séries trimestrielles pour la période de 1965 à 1995. En plus, CEE ont étudié la réponse des salaires sectoriels pour 10 industries des biens non durables et

⁸ Le tableau E.1 (voir app.E, p.67) présente une brève description et les sources des données.

⁹<http://www.bls.gov/ces/home.htm#data>

¹⁰ «Average hourly earnings (AHE) of production and nonsupervisory workers»

¹¹ SIC 20 : Food and Kindred Products, SIC 21 : Tobacco, SIC 22 : Textile Mill Products, SIC 23 : Apparel and Other Textiles, SIC 26 : Paper and Allied Products, SIC 27 : Printing and Publishing, SIC 28 : Chemical and Allied Products, SIC 29 : Petroleum and Coal, SIC 30 : Rubber and Miscellaneous Plastic Products, SIC 31 : Leather and Leather Products.

¹² SIC 24 : Lumber and Wood Products, SIC 25 : Furniture and Fixtures, SIC 32 : Stone, Clay and Glass, SIC 33 : Primary Metal Industries, SIC 34 : Fabricated Metal Industries, SIC 35 : Machinery – Except Electrical, SIC 37 : Transportation Equipment, SIC 39 : Miscellaneous Manufacturing.

10 industries de biens durables (voir chapitre I). Malheureusement, les données mensuelles pour le secteur SIC 36 (« Electric and Electronic Equipment ») et SIC 38 (« Instruments and Related Products ») n'étaient pas disponibles pour tout l'échantillon de 1969 à 1996. C'est pourquoi nous examinerons seulement les salaires réels de 8 secteurs de biens durables en laissant tomber les deux secteurs mentionnés ci-dessus.

Pour obtenir les salaires *réels*, nous divisons les séries des salaires nominaux par des indices de prix différents, dans le but d'étudier la sensibilité des résultats au choix du déflateur. Nous tirons ces données qui sont non-désaisonnalisées également du site du BLS. Étant donné qu'il nous faut des données mensuelles pour déflater nos séries mensuelles de salaires nominaux, il est possible de prendre soit l'indice des prix à la production (PPI : Series Id: WPUSOP3000) soit l'indice des prix à la consommation (« CPI all items », Series Id: CUUR0000SA0 et « CPI all items less food and energy », Series Id: CUUR0000SA0L1E).

Afin de contrôler si nos résultats diffèrent pour d'autres définitions du salaire réel et d'autres fréquences des données, nous regardons également une série trimestrielle du salaire réel agrégé pour le secteur privé en entier qui est également fournie sur le site du BLS. Nous déflatons cette série désaisonnalisée par les indices de prix trimestriels suivants : le déflateur du PIB (GDPD), le déflateur du PNB (GNPD), le déflateur du PIB et du PNB selon la méthode « chain type » (GDPchain et GNPchain) et l'indice des dépenses individuelles de consommation (PCEchain et PCE less food and energy). La source des indices de prix désaisonnalisés est la banque de données « FRED II » de la Banque Centrale de St. Louis.

En ce qui concerne les données pour les prix pétroliers, nous utiliserons une série mensuelle des prix pétroliers bruts (« crude oil prices ») et une série trimestrielle des « spot oil prices » qui provient de la banque de données Haver.

3.2 Résultats pour les différentes mesures du salaire réel

Après avoir clarifié la méthodologie et la source des données, nous analyserons, dans un premier temps, les réponses des salaires réels sectoriels suite à un choc monétaire restrictif

et non-récurrent de 1%. Nous comparerons les résultats obtenus avec ceux de CEE. Dans un second temps, nous discuterons des réponses de quelques mesures du salaire réel agrégé afin d'inclure des mesures du salaire réel plus générales.

3.2.1 Salaires réels sectoriels

Voici l'analyse des sentiers de réponse pour 8 secteurs de biens durables et 10 secteurs de biens non durables. Chaque salaire nominal sectoriel est déflaté par trois indices de prix différents : par l'indice des prix à la production (PPI), par l'indice de prix à la consommation pour tous les biens (CPI) et par l'indice des prix à la consommation pour tous les biens, nourriture et énergie exclues (CPILFE). Donc, nous disposons de trois mesures différentes des salaires réels sectoriels.

Le tableau 3.1 résume quelques résultats obtenus après avoir généré les sentiers de réponse. Il s'agit des sentiers de réponse des différentes mesures du salaire réel suite à une variation positive du taux d'intérêt ce qui signifie un choc monétaire restrictif. En regardant les lignes trois et quatre du tableau, il faut constater que nous avons construit, respectivement, 30 et 24 sentiers de réponse pour le salaire réel des industries de biens non durables et durables. Parmi les 30 sentiers des salaires réels pour les industries de biens non durables (voir ligne trois), il n'y a qu'une seule réponse qui soit complètement statistiquement non-significative. De plus, il y a trois réponses positives et 26 réponses négatives. Cela reflète que, après un choc monétaire restrictif, 86% des réponses du salaire réel des industries de biens non durables montrent un ajustement vers le bas. CEE, dans leur étude, arrivent à une proportion de 20% de réponses négatives pour ces salaires réels. Ensuite, examinons l'ajustement des salaires réels des industries des biens durables. Ceux-ci montrent des tendances encore plus claires. 23 réponses sur 24 (95,8%) sont négatives pour ces salaires réels sectoriels, une seule réponse étant statistiquement non-significative. Comparativement aux résultats obtenus par CEE, qui parviennent à 25% de réponses négatives, ceci signifie une différence de 70.8 points de pourcentage entre leurs résultats et les nôtres. Au total, il n'y a que deux réponses sur 60 (3,33%) qui sont complètement non-significatives. Trois réponses significatives sur 58 sont positives et 55 réponses significatives sur 58 sont négatives (94,8%).

Tableau 3.1 : Classification de nos sentiers de réponse

Catégorie du salaire réel	Total	Réponses positives	Réponses négatives	Réponses non-significatives
Salaire réel agrégé	6	0	6	0
Salaire réel, biens non durables	30	3	26	1
Salaire réel, biens durables	24	0	23	1
Total	60	3	55	2

Regardons maintenant, plus précisément, les sentiers de réponse des salaires réels sectoriels. La figure C.1 (voir app.C, p.54-56) présente les sentiers de réponse pour les 18 salaires nominaux (10 industries de biens non durables, 8 industries de biens durables) qui ont été déflatés par le *PPI*. Nous remarquons que 14 sentiers statistiquement significatifs sur 16 montrent un ajustement négatif du salaire réel à la première période suivant le choc. Un seul salaire réel s'ajuste vers le haut (SIC 21: « Tobacco ») et le salaire réel du secteur 23 (« Apparel and Other Textiles ») ne répond pas directement après le choc. En ce qui concerne la réaction des salaires réels à long terme, nous observons 8 réponses permanentes (secteurs 23, 24, 29, 30, 33, 34, 35, 37). Ces sentiers démontrent que le niveau du salaire réel est, 48 mois après le choc, entre 0.9% et 2.3% plus bas que le niveau initial des salaires sectoriels différents. Pour les 11 autres secteurs, il est impossible d'arriver à une conclusion quant à la persistance des réponses, car elles ne sont que statistiquement significatives pendant les premiers mois suivant le choc, c'est-à-dire à court terme.

Consacrons-nous, ensuite, à l'analyse des sentiers des salaires sectoriels qui ont été déflatés par le *CPI* (voir fig.C.2, p.57-59). Pour cette mesure des salaires réels sectoriels, il y a 14 salaires sur 18 qui présentent un ajustement négatif, tout de suite après que le choc a frappé. Il y a deux salaires qui augmentent (SIC 21: « Tobacco » et SIC 23: « Apparel and Other Textiles ») et deux qui sont inchangés (SIC 31: « Leather and Leather Products » et SIC 22: « Textile Mill Products ») à la première période suivant le choc. Aucun sentier n'est complètement statistiquement non-significatif. En général, les réponses des salaires sectoriels déflatés par le CPI diffèrent légèrement des réponses de ceux qui ont été déflatés par le *PPI*. Notamment, il faut remarquer que les réponses des salaires sectoriels déflatés par le CPI sont

légèrement plus prononcées que celles des salaires déflatés par le PPI. De plus, elles ont une forme de vallée tandis que les réponses des salaires déflatés par le PPI ont une forme plus lisse. C'est-à-dire que ces dernières baissent et ne retournent plus vers le niveau initial dans la majorité des cas. Ces différences entre les deux mesures du salaire réel s'expliquent par le fait que les deux déflateurs (CPI et PPI) se comportent de façon différente suite à un choc monétaire.

L'ajustement des salaires sectoriels déflatés par le CPI se fait en forme de vallée dans la majorité des secteurs. Les salaires sectoriels décroissent pendant les premiers mois suivant le choc pour atteindre un minimum autour du 20^e mois. Puis, ils commencent à augmenter pour s'approcher de leurs niveaux initiaux. 1 des 18 salaires sectoriels (SIC 31) monte même au-dessus de son niveau initial à partir du 24^e mois suivant le choc. Plus précisément, dans ce secteur, la réponse du salaire réel est négative à court terme mais positive à long terme. L'impact du choc monétaire est alors permanent et positif pour ce secteur. D'un autre côté, nous observons 7 secteurs auxquels la réponse du salaire réel est permanente et négative. Les réponses des différents salaires sectoriels varient entre -2.5% pour le secteur 33 (« Primary Metal Industries ») et 0.5% pour le secteur 31 (« Leather and Leather Products »). Donc, l'amplitude des réponses est comparable à celle des salaires déflatés par le PPI.

Finalement, il reste la discussion des sentiers de réponse pour les salaires sectoriels déflatés par l'indice des prix à la consommation qui exclut la nourriture et l'énergie, le *CPILFE* (voir fig. C.3, p.60-62). Dans ce cas, les réponses du salaire réel semblent être plus fortes et plus négatives que pour les réponses du salaire réel déflaté par le CPI : il n'y a aucun salaire sectoriel qui monte au-dessus de son niveau initial à long terme. Néanmoins, le salaire réel du secteur 21 (« Tobacco ») montre un ajustement clairement positif pendant les premiers mois suivant le choc. Il y a 5 salaires sectoriels qui ne répondent pas (secteurs 22, 23, 31, 37 et 39) tout de suite après que le choc monétaire a frappé. Mais, pendant les périodes suivantes, ces salaires sectoriels descendent au-dessous de leurs niveaux initiaux. Il faut souligner que les réponses de tous les salaires réels sectoriels déflatés par le *CPILFE*, sauf un (SIC 39), continuent d'être significatives après 48 mois. Les salaires réels semblent

donc répondre de manière permanente au choc monétaire. Dans ce cas, le niveau des différents salaires sectoriels est entre 0.2% et 3.5% plus bas que le niveau initial.

3.2.2 Salaires réels agrégés

Tournons-nous maintenant vers les résultats des salaires réels agrégés. Afin d'examiner si nous trouvons les mêmes tendances pour plusieurs mesures différentes du salaire réel, nous divisons le salaire agrégé du secteur privé en entier (série trimestrielle et désaisonnalisée) par le déflateur du PIB (GDPD) et du PNB (GNPD), par le déflateur du PIB et du PNB selon la méthode « chain type »¹³ (GDPchain et GNPchain) et par l'indice des dépenses individuelles de consommation (PCEchain et PCE less food & energy). Étant donné que toutes les séries sont désaisonnalisées, nous laissons tomber les variables indicatrices saisonnières dans l'équation (4).

La figure C.4 (voir app.C, p.63) présente les sentiers de réponse pour les différentes mesures du salaire réel agrégé. Pour les 6 mesures du salaire réel agrégé, les réponses sont négatives tout de suite après le choc. Pour 5 mesures, le salaire réel agrégé s'ajuste vers le bas de façon permanente. Le niveau du salaire réel pour les différentes mesures descend entre 1.2% et 3% au-dessous de son niveau initial. L'ajustement du salaire déflaté par le déflateur du PIB (GDPD) semble être plutôt temporaire. Après avoir baissé d'environ 2%, le salaire déflaté par le GDPD retourne vers son niveau initial à partir du 7^e trimestre après le choc. À partir du 12^e trimestre, la réponse n'est plus statistiquement significative. Quatre ans après le choc, le salaire réel est pratiquement retourné au niveau qu'il avait juste avant le choc.

Dans la figure 3.1, nous comparons notre sentier du salaire agrégé qui est déflaté par le déflateur du PIB avec les sentiers correspondants de l'article de CEE. Le sentier en bas à

¹³ Le « GDP chain type price index », construit par le « Bureau of Economic Analysis (BEA) », incorpore une pondération enchaînée afin de tenir compte des changements fréquents de la composition et de la qualité des biens qui entrent dans le PIB. Le changement des prix pour ces biens est calculé par une indice des prix de Fischer ($P_t^F = \sqrt{\frac{\sum_i P_{i,t} q_{i,t-1}}{\sum_i P_{i,t-1} q_{i,t-1}} \frac{\sum_i P_{i,t} q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t-1} q_{i,t}}}$ où p et q sont les prix et les quantités du bien i , respectivement) qui incorpore la pondération de deux années adjacentes (t et $t-1$). Le « chain type price index » est atteint en « enchaînant », c'est-à-dire en multipliant les indices de prix de Fischer pour chaque pair d'années adjacentes.

gauche se base sur la mesure du choc monétaire développée par Christiano et al. (1996) alors que le graphique en bas à droite se fonde sur la mesure de Sims et Zha (1995). La réponse produite grâce à la mesure du choc monétaire de RR (premier graphique) est beaucoup plus prononcée que celles dans l'article de CEE qui se basent sur les autres mesures du choc. Les réponses trouvées par CEE se trouvent entre -0.12% et +0.12% alors que notre sentier de réponse descend jusqu'à -2%. En outre, notre sentier est statistiquement significatif pendant une période importante tandis que les sentiers de l'article de CEE sont complètement non-significatifs.

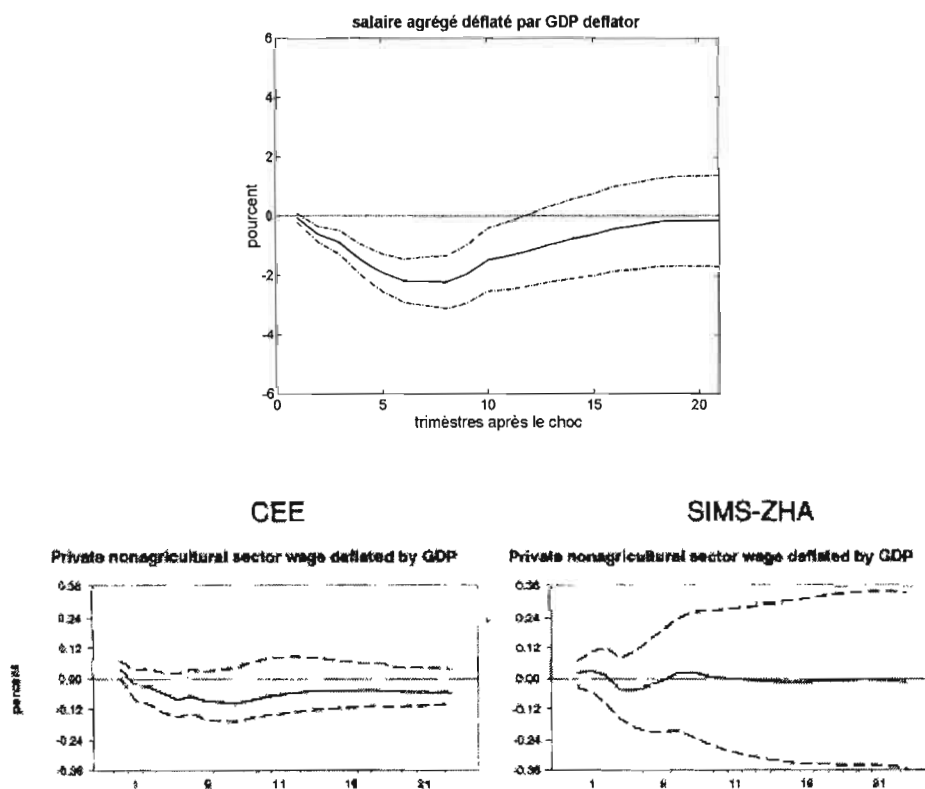
Résumons les résultats décrits ci-dessus. En ce qui concerne les conclusions à partir des mesures *sectorielles* du salaire réel, nous trouvons les faits principaux suivants. Dans, 94,2% des cas (49 réponses significatives sur 52), le niveau des salaires réels sectoriels s'ajuste vers le bas à court terme. À long terme, 63,5% des réponses sont persistantes (33 réponses significatives sur 52) dont 97% (32 sur 33) sont négatives. Dans 36,5% des cas, les salaires réels sectoriels répondent de façon temporaire aux chocs monétaires. Quant aux mesures du salaire réel *agrégé*, toutes les 6 réponses sont négatives à court terme. Les réponses sont persistantes et négatives pour 5 mesures. Dans un cas, la réponse semble être temporaire. Étant donné que nos résultats révèlent de façon convaincante que le niveau du salaire réel semble décroître suite à une variation positive du taux d'intérêt, le salaire réel paraît être procyclique conditionnellement aux chocs monétaires¹⁴.

Il faut noter que, dans l'ensemble, il y a très peu de sentiers de réponse qui sont entièrement statistiquement non-significatifs (2 sur 60). La majorité des réponses est significative pour une grande partie de la période observée tandis que cela n'est pas vrai pour les sentiers de réponse dans l'article de CEE (32 sentiers non-significatifs sur 50). Ceci signifie donc que les sentiers que nous avons produits en nous servant de la mesure du choc monétaire de RR sont plus précis que ceux qui se basent sur d'autres mesures du choc. De plus, les sentiers que nous construisons indiquent des réponses du salaire réel plus fortes que

¹⁴ Après un choc monétaire restrictif (hausse du taux d'intérêt ciblé par la Banque Centrale), la production globale baisse comme nous l'avons vu dans la section 2.2.2. Vu que le salaire réel s'ajuste dans la même direction que la production globale suite à un choc monétaire, il est considéré d'être procyclique conditionnellement à ce choc.

celles de CEE. Finalement, nous trouvons qu'une proportion importante des réponses statistiquement significatives du salaire réel est négative (55 sur 58 ~ 94,8%) suite à un choc monétaire restrictif. CEE ne trouvent que 11 réponses significatives sur 18 (61,1%) qui sont négatives.

Figure 3.1 : Sentiers de réponse pour le salaire réel agrégé pour différentes mesures du choc monétaire¹⁵



Deux explications possibles peuvent être avancées afin de comprendre pourquoi CEE ont obtenu des résultats très imprécis: soit l'ajustement du salaire réel en réponse aux chocs monétaires est un phénomène imprécis dans la réalité, soit la méthode que CEE ont employée est la raison pour laquelle ils atteignent des résultats flous. Dans leur étude, NP démontrent que les restrictions de court terme qui portent sur la réponse contemporaine des variables à un

¹⁵ Les deux graphiques en bas sont tirés de Christiano et al. (1997), page 1211.

choc, comme celles utilisées par CEE, ne sont pas vérifiées par les faits empiriques. Donc, NP semblent suggérer que les méthodes qui imposent ces restrictions ne mènent pas à des résultats convaincants et précis. Nos résultats semblent être complémentaires de ceux de NP. La mesure du choc monétaire de RR qui ne fait pas appel à des restrictions de court terme, produit des sentiers plus précis, ce qui tend à confirmer indirectement l'avantage de cette méthode sur celle du genre de CEE. En plus, cela confirme indirectement que NP avaient raison en critiquant ce type de mesure qui repose sur des restrictions de court terme.

3.3 Robustesse - Introduction des prix pétroliers

Après avoir effectué la régression (4), nous effectuerons une deuxième régression qui contiendra une variable explicative additionnelle. Il s'agira d'un indice mesurant le changement des prix du pétrole.

3.3.1 Pourquoi inclure des chocs pétroliers dans la régression ?

Étant donné que les effets observés de la politique monétaire dépendent de la mesure du choc monétaire, il faut avoir la précaution d'estimer les coefficients adéquatement. L'omission de variables explicatives importantes peut être une source de biais dans la régression du salaire réel sur le choc monétaire. Ainsi, le coefficient de ce choc pourrait contenir les effets d'autres variables qui ne sont pas incluses dans la régression. En ce qui concerne les changements de prix du pétrole, il est évident qu'ils affectent le salaire réel directement à travers le niveau des prix agrégés. Cependant, il est possible qu'une hausse du prix du pétrole mène parallèlement à une augmentation du salaire nominal ayant pour but de contrebalancer la perte du pouvoir d'achat des individus. Comme nous ne savons pas précisément comment les prix pétroliers influencent les salaires réels, il est mieux de les intégrer dans la deuxième régression pour contrôler leurs impacts.

De plus, il y a trois articles controversés qui ont aussi abordé la question de l'importance des chocs pétroliers dans l'explication des fluctuations des variables réelles. Il s'agit des articles de Romer et Romer (1989) et (1994)¹⁶ et Hoover et Perez (1994). Dans leur

¹⁶ Il faut noter que ces articles de Romer et Romer ne sont pas à confondre avec le travail qu'ils ont publié en 2004. La méthode utilisée dans l'article de 1989 est beaucoup plus simple que la méthode

article, Romer et Romer (1989) essaient d'examiner si les chocs nominaux, notamment les chocs monétaires, ont des effets réels importants. En combinant l'approche narrative inspirée de Friedman et Schwartz (1963) avec des méthodes statistiques, les Romer envisagent d'identifier la relation entre les chocs monétaires et le comportement cyclique des variables réelles, ceci pour une période allant de la seconde guerre mondiale à 1987. Ils concluent que les chocs monétaires peuvent expliquer une partie des fluctuations de la production réelle et qu'ils ont des effets permanents sur les variables réelles.

Hoover et Perez (1994) jettent le doute sur la méthodologie statistique utilisée par Romer et Romer (1989). Ils apportent plusieurs arguments critiques dont un est que l'approche narrative/statistique utilisée par les Romer ne peut pas discriminer entre les chocs monétaires et d'autres chocs comme sources de récessions. Ainsi, ils démontrent qu'il est possible, en utilisant la méthode de Romer et Romer (1989), d'expliquer les baisses de la production aussi bien par des chocs pétroliers que par des chocs monétaires. De plus, ils montrent que les chocs pétroliers ont apparemment des impacts importants sur les fluctuations des variables réelles. Ils proposent que la corrélation entre les changements de la politique monétaire et les baisses de la production réelle pourrait être causée par des chocs pétroliers. Si cela est le cas, l'introduction des prix pétroliers dans la régression pourrait éliminer l'impact estimé des chocs monétaires sur les variables réelles.

Suite à l'article de Hoover et Perez (1994), Romer et Romer (1994) défendent leurs résultats de 1989. En ce qui concerne les chocs pétroliers, RR évaluent si les chocs monétaires aident toujours à prévoir les fluctuations de la production dans le cas où les chocs pétroliers sont inclus dans leur régression. En incluant plusieurs mesures de chocs pétroliers, les auteurs trouvent que les réponses de la production sont moins fortes qu'avant et qu'elles ne sont que faiblement significatives. Ensuite, ils élargissent l'échantillon de leurs données de 1987 à 1991. En produisant, de nouveau, les sentiers de réponse, ils révèlent que l'inclusion des chocs pétroliers a peu d'impact sur les résultats pour l'échantillon élargi: les effets des

exposée dans l'article de 2004. Dans l'article de 1989, les Romer ne développent pas une mesure du choc monétaire. Ils identifient seulement les dates auxquelles, selon leur définition, il y a eu un choc monétaire. Ensuite, ils régressent la production réelle sur ses propres retards et une variable dichotomique qui prend la valeur 1 quand il y a un choc monétaire et 0 sinon.

chocs monétaires restent importants et fortement significatifs. Les Romer en concluent que la politique monétaire a des effets réels et que l'inclusion des chocs pétroliers a peu d'impact.

3.3.2 La procédure

Afin de vérifier si nos résultats sont affectés par une introduction des prix pétroliers, nous introduisons dans la régression du salaire réel deux séries de prix pétroliers, les prix pétroliers bruts (série mensuelle) et les « spot oil prices » (série trimestrielle), en différences logarithmiques. L'équation (7) présente le modèle modifié pour le salaire réel mensuel

$$(7) \quad \Delta w_t = a_0 + \sum_{k=1}^{11} a_k D_k + \sum_{i=1}^m b_i \Delta w_{t-i} + \sum_{j=1}^n c_j S_{t-j} + \sum_{l=1}^n d_l P_{t-l} + e_t$$

où toutes les variables sont les mêmes que dans l'équation (4) et les P sont les chocs pétroliers (différences logarithmiques des prix pétroliers). Pour les prix pétroliers, nous choisissons le même nombre de retards (n) que pour le choc monétaire en nous inspirant de Romer et Romer (1994). Ensuite, nous vérifions à l'aide du test de Ljung et Box que les termes d'erreurs de la régression ne sont pas autocorrélés. Afin de construire les nouveaux sentiers du salaire réel, nous estimons les coefficients de l'équation (7). Ensuite, nous construisons les sentiers de réponse et leurs intervalles de confiance en utilisant les nouveaux coefficients \hat{b}_i et \hat{c}_j . Si les nouveaux sentiers de réponse diffèrent de façon importante des sentiers qui se basent sur les régressions sans les prix pétroliers, cela signifie que les coefficients des régressions sans prix pétroliers étaient biaisés en raison de l'omission du prix pétrolier comme variable explicative.

3.3.3 Nos résultats sont-ils robustes à l'introduction des prix pétroliers ?

D'abord, nous examinons la robustesse de la réponse du salaire agrégé en introduisant la série des prix pétroliers bruts (« crude oil price »). Regardons, pour commencer, les résultats pour le salaire agrégé qui est déflaté par le PPI et CPI (données mensuelles, non-désaisonnalisées). La figure C.5 (voir app.C, p.64) compare les sentiers de réponse pour les

salaires agrégés qui ont été construits avec et sans l'inclusion des prix pétroliers. Le premier graphique de la figure C.5 présente le sentier de réponse, avec et sans les prix pétroliers bruts, du salaire déflaté par le PPI. Pour des raisons de lisibilité, nous ne figurons que les sentiers sans leurs intervalles de confiance. Il faut noter que les réponses avec et sans les prix pétroliers sont pratiquement identiques pour le salaire déflaté par le PPI. Pendant les 20 premiers mois après le choc, les réponses sont égales. Au cours des mois qui suivent, le sentier de réponse qui tient compte des prix pétroliers montre que le niveau du salaire réel est légèrement plus bas que dans le cas de la régression sans les prix pétroliers.

En ce qui concerne le salaire agrégé qui est déflaté par le CPI, il y a une plus grande différence entre les réponses générées avec et sans les prix pétroliers. Le deuxième graphique de la figure C.5 présente les réponses du salaire déflaté par le CPI avec leurs intervalles de confiance, ceci pour la régression avec et sans les prix pétroliers. Pendant toute la période observée, le sentier initial (qui ne tient pas compte des prix pétroliers) se trouve au-dessus du sentier qui considère les effets des prix pétroliers. Cependant, les deux sentiers ont la même forme. Il faut remarquer que si nous incluons les prix pétroliers dans la régression, le niveau du salaire déflaté par le CPI descend plus qu'avant. Son minimum est de -1.5% tandis que la réponse qui ne contient que les effets du choc monétaire montre un minimum du niveau du salaire réel de -1.0%. Nous observons que les deux sentiers ne sont pas statistiquement différents pour les 25 premiers mois suivant le choc monétaire, puisque le sentier qui contient les effets des prix du pétrole se trouve dans l'intervalle de confiance du sentier sans prix pétroliers. Ensuite, ce dernier continue légèrement au-dessous de la borne inférieure de l'intervalle de confiance du sentier sans prix pétroliers. Il est évident que les sentiers de ce salaire réel ne diffèrent que faiblement. Donc, l'introduction des prix pétroliers bruts ne change pas nos résultats de façon importante.

En regardant une mesure du salaire réel trimestriel (salaire agrégé déflaté par le GDPD, série désaisonnalisée), nous constatons la même tendance que pour les mesures mensuelles. Le troisième graphique de la figure C.5 révèle que les sentiers de réponses construits sans et avec l'introduction des prix pétroliers bruts sont presque identiques. Il s'ensuit que l'introduction des prix pétroliers bruts dans la régression n'affaiblit pas nos résultats.

Mais qu'est-ce qui arrive si nous introduisons une autre mesure des chocs pétroliers? Examinons la réaction du salaire réel à un choc monétaire après avoir introduit la série des « spot oil prices » dans la régression. Étant donné que cette série est trimestrielle, nous regardons les impacts de son introduction pour les mesures trimestrielles du salaire réel. Le premier graphique de la figure C.6 (voir app.C, p.65) démontre les sentiers de réponse du salaire agrégé qui a été déflaté par le PCE, ceci avec et sans l'introduction des « spot oil prices ». Pendant les 10 premiers trimestres suivant le choc monétaire, la réponse du salaire réel qui résulte de la régression avec les prix pétroliers se trouve légèrement au-dessus du sentier sans prix pétroliers. Le minimum du sentier original (sans pétrole) est d'environ -2% tandis que le minimum du sentier qui tient compte des prix pétroliers est d'environ -1.6%. À partir du 11^e trimestre après le choc, les deux sentiers sont pratiquement égaux.

Quant aux sentiers de réponses du salaire déflaté par le GDPD, nous trouvons également que l'introduction des « spot oil prices » ne change pas les résultats de façon marquante. En regardant le deuxième graphique de la figure C.6, il est clair que les sentiers ne changent que marginalement si nous introduisons les prix pétroliers. La ligne pleine représente la réponse du salaire réel pour la régression sans prix pétroliers (voir équation (4)), la ligne pointée montre la réponse pour la régression avec les prix pétroliers bruts et la ligne pointillée montre le sentier qui résulte de la régression avec les « spot oil prices ». Au cours des 4 premiers trimestres après que le choc monétaire a frappé, les trois sentiers sont, à toute fin pratique, identiques. Ensuite, nous remarquons que le sentier original (ligne pleine) se trouve légèrement au-dessous du sentier avec les prix pétroliers bruts (ligne pointée). Les deux réponses sont négatives sur les 21 périodes considérées. Elles semblent être temporaires étant donné que le niveau du salaire réel retourne vers son niveau initial et les sentiers sont non significatifs à la fin des 21 trimestres. Par contre, le sentier qui tient compte des « spot oil prices » (ligne pointillée) montre une réponse négative moins forte que les deux autres sentiers. Après avoir baissé jusqu'à 2% au-dessous de son niveau initial, le salaire réel y retourne environ 17 trimestres après le choc. Puis, il augmente légèrement au-dessus de son niveau initial où il se stabilise pour le reste de la période observée. Mais comme le sentier n'est plus statistiquement significatif à la fin des 21 trimestres observés, la réponse du salaire réel doit également être considérée temporaire dans ce cas. Donc, en résumé, le deuxième

graphique de la figure C.6 montre que les trois sentiers de réponse ne diffèrent pas beaucoup. L'inclusion des « spot oil prices » a des effets légèrement plus significatifs sur la réponse du salaire réel suite à un choc monétaire que l'introduction des prix pétroliers bruts, ce qui a intuitivement du sens lorsque nous regardons les graphiques des deux séries (voir fig.D.1b, p.66). La série du « spot oil price » (en différences logarithmiques) fluctue beaucoup plus et elle présente des variations de pointe beaucoup plus fortes que la série correspondante des prix pétroliers bruts.

Le salaire agrégé (trimestriel) que nous déflatons par le PPI, montre la même tendance. En regardant le troisième graphique de la figure C.6, nous voyons que le niveau du salaire réel est, pendant toute la période observée, légèrement plus élevé lorsque nous incluons le « spot oil price » dans la régression, mais la forme des deux sentiers de réponse (avec et sans les prix pétroliers) est très similaire. Nous concluons de l'analyse précédente que les chocs pétroliers n'affectent pas, de façon significative, les réponses du salaire réel aux chocs monétaires. Aussi semblerait-il que nos résultats soient robustes à l'introduction des chocs pétroliers.

CHAPITRE IV

IMPLICATIONS DE NOS RÉSULTATS POUR LES MODÈLES MACROÉCONOMIQUES

Nous avons mis en évidence que la réponse du salaire réel suite à un choc monétaire restrictif est négative et persistante dans la majorité des cas. Le présent chapitre présente une discussion sur la capacité de modèles macroéconomiques récents s'appuyant sur des microfondements à pouvoir rendre compte de ce type d'évidence. Y-a-t-il des modèles capables de reproduire les faits empiriques concernant l'ajustement du salaire réel aux chocs monétaires? Nous discuterons plusieurs types de modèles macroéconomiques avec des ingrédients différents en nous basant principalement sur les articles de CEE et de Huang, Liu et Phaneuf (2004) (HLP).

4.1 Modèle de participation limitée

CEE discutent la capacité de deux modèles macroéconomiques à pouvoir reproduire les faits empiriques. Ils introduisent l'hypothèse de participation limitée et des rigidités de prix dans leur modèle de base. La participation limitée est une friction sur le marché financier qui est une source de la non-neutralité de la monnaie. Ainsi, dans le modèle de participation limitée de CEE, les ménages ne peuvent pas ajuster leur épargne nominale instantanément en réponse à un choc monétaire. Quant à la capacité de ce modèle à rendre compte de l'évidence empirique, CEE constatent qu'il est possible de générer une baisse du salaire réel en réponse à une politique monétaire restrictive seulement s'ils imposent une haute élasticité de l'offre de travail (0.2) ainsi qu'une marge de profits élevée (40%). Selon les auteurs, cela est dû à l'absence de frictions sur le marché de travail comme par exemple des contrats salariaux. La difficulté des modèles de participation limitée à générer des réponses persistantes est bien connue. Ces modèles n'engendrent clairement pas d'effets persistants des chocs monétaires

sur les variables réelles tandis que nous trouvons des réponses très persistantes du salaire réel. Donc, à condition qu'une élasticité de l'offre de travail et une marge de profits élevées soient inclus, les modèles de participation limitée parviennent à générer une baisse du salaire réel suite à un choc monétaire restrictif. Cependant, ce type de modèle échoue du point de vue de sa capacité à tenir compte de la persistance de la réponse du salaire réel.

CEE considèrent également un modèle à prix rigides. Toutefois, étant donné que HLP présentent un modèle englobant toutes les rigidités (rigidités des prix et rigidités des salaires nominaux), nous nous appuierons dans la prochaine section sur leur modèle afin de discuter la capacité des modèles de rigidités nominales à reproduire nos résultats empiriques. En résumant leurs résultats, CEE concluent que les modèles d'équilibre général qui ne contiennent qu'un type de friction ne parviennent pas à expliquer les faits empiriques de manière satisfaisante.

4.2 Le modèle de HLP

Regardons maintenant l'aptitude des modèles de rigidités nominales. HLP étudient l'ajustement du salaire réel suite aux chocs monétaires. Durant la période de temps se situant entre la première et la deuxième guerre mondiale, le salaire réel était faiblement contracyclique. Par contre, après la deuxième guerre mondiale, il est devenu légèrement procyclique. HLP essayent d'expliquer ce phénomène à l'aide d'un modèle d'équilibre général qui contient des rigidités nominales sous forme d'ajustement sporadique des prix et des salaires nominaux. De plus, leur modèle tient compte du fait que, depuis la deuxième guerre mondiale, la proportion des inputs intermédiaires qui entrent dans le processus de production croît de plus en plus aux États-Unis. Les auteurs montrent que si le modèle n'inclut que des rigidités des prix ou des rigidités du salaire nominal, il n'est pas capable de reproduire les faits empiriques. Cependant, le modèle qui inclut non seulement les deux types de rigidités nominales, mais aussi les inputs intermédiaires parvient à expliquer l'évolution du comportement cyclique du salaire réel : au fur et à mesure que la proportion des inputs intermédiaires croît, le comportement du salaire réel change de faiblement contracyclique à légèrement procyclique. Étant donné que le modèle semble être prometteur pour l'explication

du comportement cyclique du salaire réel, regardons dans le détail les différents types de modèle.

4.2.1 Le modèle de base

Le modèle de base¹⁷ présenté dans l'article de HLP est un modèle d'équilibre général stochastique. L'économie est habitée par un grand nombre de ménages ayant des caractéristiques de travail non homogènes. Il y a également un grand nombre de firmes et un gouvernement qui est responsable de la politique monétaire. À chaque période t , un choc s_t se réalise dans l'économie. On dénote $s'=(s_0, ..., s_t)$ l'historique des événements jusqu'à la période t avec la probabilité $\pi(s')$. s' entre dans toutes les fonctions du modèle, donc le modèle est stochastique.

Afin de produire un bien final j , les entreprises utilisent le capital, le travail et les inputs intermédiaires comme facteurs de production. La fonction de production est la suivante:

$$(8) \quad X(j, s') = \Gamma(j, s')^\phi [K(j, s')^\alpha L(j, s')^{1-\alpha}]^{1-\phi} - F$$

où $\Gamma(j, s')$ est l'intrant des bien intermédiaires, $K(j, s')$ et $L(j, s')$ sont les intrants du capital et du travail et F est un coût fixe qui est identique pour toutes les firmes. Les paramètres $\alpha \in [0, 1]$ et $(1-\alpha)$ représentent la part du capital et du travail dans la production, respectivement, et ϕ est la part des inputs intermédiaires dans la production.

Chaque firme est preneur de prix sur le marché des biens intermédiaires. Sur le marché des biens finaux, la firme se trouve en situation de compétition monopolistique. À chaque période t , une fraction, $1/N_p$, de firmes peuvent fixer de nouveaux prix optimaux selon la maximisation des profits des firmes. Ces prix restent ensuite fixes pour une durée de N_p périodes. Donc, les prix sont rigides en raison de l'ajustement sporadique des prix.

¹⁷ Pour des informations plus détaillées, voir l'article original de HLP.

Les ménages sont preneurs de prix sur les marchés des biens finaux et ils se trouvent en compétition monopolistique sur le marché de travail. La fonction d'utilité qui est maximisée par les ménages est représentée par

$$(9) \quad \sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s'} \beta^t \pi(s') \left\{ \ln C^{CES}(i, s') - \eta \frac{L(i, s')^{1+\xi}}{1+\xi} \right\}$$

où $C^{CES}(i, s') \equiv [bC(i)^{\nu} + (1-b)(M(i)/\bar{P})^{\nu}]^{1/\nu}$ est une fonction CES d'un bien de consommation et d'un composant de monnaie réelle, β est le facteur d'escompte subjectif, ξ est un paramètre de préférence et $L(i, s')$ représente les heures travaillées du ménage. À chaque période t , une fraction, $1/N_w$, de ménages peuvent ajuster les salaires nominaux. Ces salaires restent alors fixés pendant N_w périodes ce qui représente une rigidité des salaire nominaux.

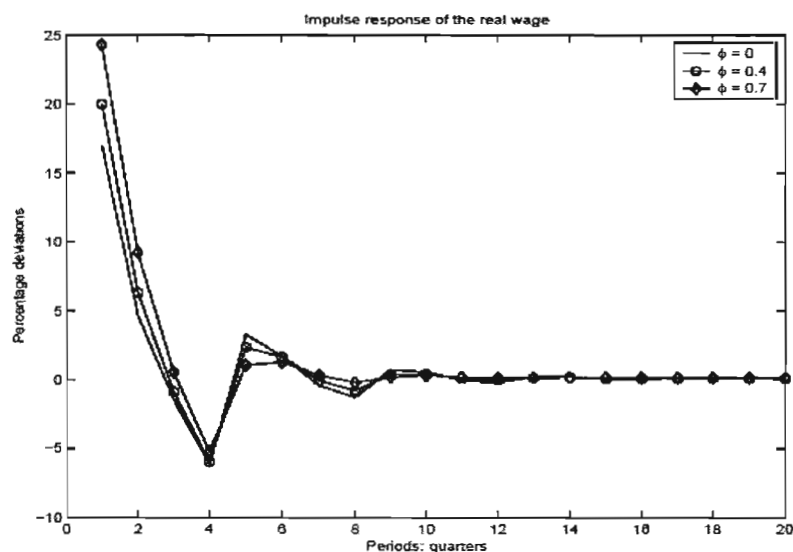
4.2.2 Le modèle à prix rigides

Après avoir résumé les caractéristiques principales du modèle de base, tournons-nous maintenant vers les différentes spécifications du modèle. D'abord, HLP intègrent des rigidités de prix dans le modèle. Sans l'inclusion des inputs intermédiaires, ce modèle génère des salaires réels fortement procycliques, car le salaire réel augmente beaucoup suite à un choc monétaire expansionniste. La figure 4.1 montre les sentiers de réponse dynamique du salaire réel, et ce, pour différentes proportions ϕ de l'input intermédiaire ($\phi=0$, $\phi=0.4$ et $\phi=0.7$). Il faut remarquer que l'ajustement du salaire réel est plutôt insensible à une augmentation de la proportion des inputs intermédiaires, étant donné que les sentiers de réponse ne diffèrent pas beaucoup pour $\phi=0$, $\phi=0.4$, $\phi=0.7$. Toutefois, les réponses ont tendance à être légèrement plus fortes pendant les 8 premiers trimestres suivant le choc au fur et à mesure que la part de l'input intermédiaire augmente.

Quant à la persistance des réponses, le modèle prédit des effets peu persistants des chocs monétaires sur le salaire réel contrairement à nos résultats empiriques. Donc, selon le

modèle à prix rigides, les chocs monétaires devraient avoir des effets sur les variables réelles dont la persistance est assez faible. CEE arrivent, par une argumentation différente, également à la conclusion que les modèles qui contiennent des rigidités de prix uniquement ne sont pas en mesure d'expliquer les mécanismes de transmission monétaire. En résumant les prédictions du modèle à prix rigides, il faut noter qu'il affiche des réponses fortement positives et peu persistantes du salaire réel suite à un choc monétaire expansionniste. La déficience principale du modèle concerne la sous-évaluation de la persistance de la réponse du salaire réel suite à un choc monétaire. Il s'ensuit que ce type de modèle n'offre pas une explication suffisante du comportement cyclique du salaire réel.

Figure 4.1: Sentiers de réponse du salaire réel dans le modèle avec prix rigides¹⁸



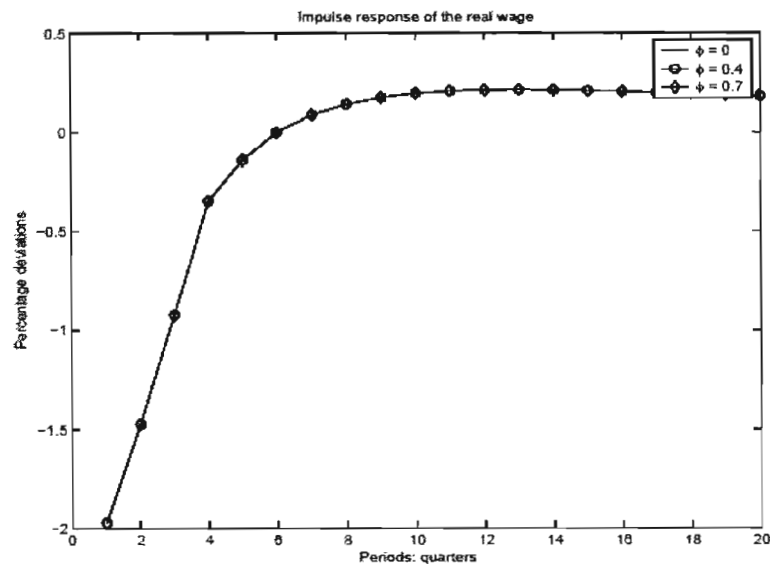
4.2.3 Le modèle avec salaires nominaux rigides

Le modèle qui n'inclut que des rigidités du salaire nominal produit des salaires réels fortement contracycliques. La figure 4.2 présente les sentiers de réponse du salaire réel pour différentes valeurs de ϕ . Le graphique indique que dans ce modèle, le salaire réel baisse suite à un choc monétaire expansionniste pour ensuite augmenter, après environ 7 périodes,

¹⁸ Les graphiques sont pris de Huang, Liu et Phaneuf (2004), p. 846 et p.848.

légèrement au-dessus de son niveau initial. La baisse du salaire réel s'explique par le fait que le salaire nominal est rigide et ne s'ajuste donc pas instantanément. En même temps, le niveau des prix croît après le choc ce qui fait baisser le salaire réel.

Figure 4.2: Sentiers de réponse du salaire réel dans le modèle avec salaires nominaux rigides

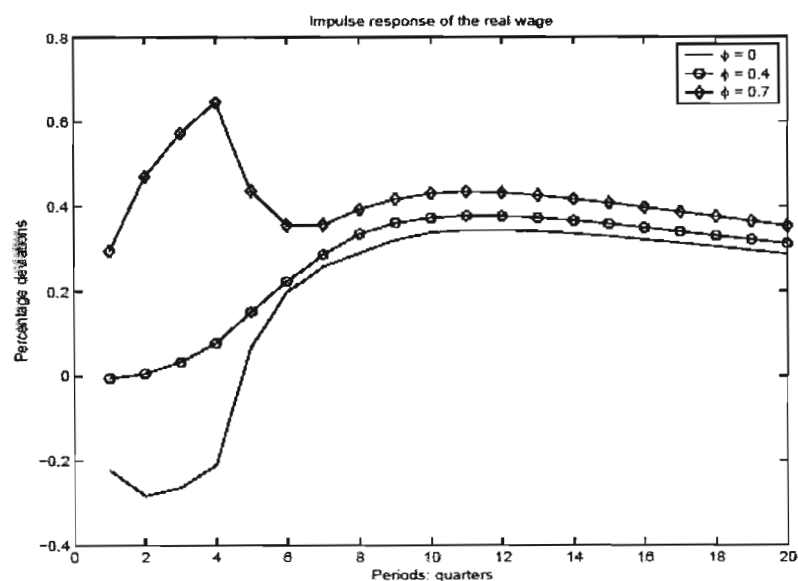


La persistance des réponses du salaire réel est plus élevée que dans le modèle avec prix rigides. Même 20 trimestres après le choc, le niveau n'est pas revenu à son niveau initial comme la figure 4.2 le montre. L'introduction des biens intermédiaires n'a d'effet ni sur le comportement cyclique du salaire réel ni sur la persistance des réponses – les sentiers du salaire réel semblent être tout à fait identiques pour des valeurs différentes de ϕ . Puisque les prix ne sont pas rigides dans ce cas, les firmes les ajustent instantanément. Elles fixent toutes le même prix à l'équilibre symétrique. C'est la raison pour laquelle l'équation du prix optimal est la même avec ou sans les inputs intermédiaires. Bref, le modèle avec des rigidités du salaire nominal génère des réponses persistantes des variables réelles suite à un choc monétaire, mais des salaires réels fortement contracycliques. Le modèle échoue donc concernant sa capacité à rendre compte du comportement procyclique du salaire réel. Par conséquent, ce type de modèle ne réussit pas non plus à reproduire les faits empiriques.

4.2.4 Le modèle avec rigidités de prix et rigidités de salaires nominaux

Une troisième possibilité consiste à combiner les deux types de rigidités nominales. Ainsi, HLP introduisent des rigidités salariales et des rigidités de prix dans leur modèle. La durée pendant laquelle les prix et les salaires nominaux sont fixes, N , est égale pour les salaires et les prix. Notamment, $N_p = N_w = 4$, ce qui signifie que les prix et les salaires choisis à chaque période t par une fraction de $1/N_p = 1/N_w = 1/4$ des firmes et des ménages, restent fixes pendant 4 trimestres (= 1 an). La figure 4.3 montre les fonctions de réponse du salaire réel pour différentes proportions d'inputs intermédiaires ϕ . Le graphique révèle que dans le modèle sans inputs intermédiaires ($\phi = 0$, ligne pleine), le salaire réel baisse en réponse au choc monétaire expansionniste. Donc, il est contracyclique. Par contre, en accroissant la part des inputs intermédiaires ($\phi = 0.4, \phi = 0.7$), il devient légèrement procyclique. C'est-à-dire que son niveau augmente suite au choc monétaire.

Figure 4.3: Sentiers de réponse du salaire réel dans le modèle avec prix et salaires nominaux rigides



Ceci s'explique comme suit. Les prix des inputs intermédiaires sont sujets à un certain degré de rigidité. Dans la mesure où la proportion des inputs intermédiaires augmente, ces derniers constituent une plus grande part des coûts marginaux de l'entreprise. Il en résulte que les prix des biens finaux deviennent plus rigides relativement aux salaires nominaux. Donc, les salaires nominaux augmentent relativement plus que les prix suite au choc monétaire expansionniste, ce qui provoque une hausse du salaire réel. Ainsi, il devient légèrement procyclique au fur et à mesure que ϕ croît.

Ces résultats du modèle sont empiriquement supportés: Jorgenson et al. (1987) trouvent que la part des inputs intermédiaires est de 50% pendant la période qui s'étend de 1947 à 1979. Basu (1995) suppose que 0.5 est la borne inférieure de ϕ pendant cette période-là. De plus HLP analysent des données empiriques, à savoir les tableaux de « input-output » (1997) du Bureau of Economic Analysis (BEA). Selon ces données, la part des inputs intermédiaires se situe entre 0.55 et 0.74 pour la période *après* la deuxième guerre mondiale. En ce qui concerne la part des inputs intermédiaires au cours de la période *entre* les deux guerres mondiales, d'autres études, comme par exemple celle de Hanes (1996), présentent de l'évidence que le processus de production est devenu plus sophistiqué aux États-Unis au fil du temps. Ceci est cohérent avec un ϕ croissant. S'appuyant sur d'autres travaux, HLP trouvent que la valeur de ϕ est comprise entre 0.3 et 0.5 pour l'époque entre 1919 et 1937. Donc, selon les faits empiriques, une part d'environ 0.4 des inputs intermédiaires est plausible pour la période entre les guerres mondiales tandis que cette part est d'environ 0.7 pour les années à partir de 1945.

Mais qu'est-ce que le modèle prévoit concernant la persistance de la réponse du salaire réel suite à un choc monétaire? La figure 4.3 montre que le modèle avec les deux types de rigidités nominales et une proportion de 0.7 de l'input intermédiaire génère des réponses persistantes du salaire réel. 20 trimestres après le choc, le niveau du salaire réel est environ 0.3% plus élevé que le niveau initial. En résumé, ce modèle est le seul à contenir les bons ingrédients afin d'expliquer nos résultats empiriques: il génère des réponses persistantes ainsi qu'un comportement légèrement procyclique du salaire réel pour la période après-guerre.

Le modèle pourrait même livrer une explication pour le comportement contracyclique du secteur « Tobacco » (voir section 3.2.1). Pour ce secteur, il semblerait que la proportion des inputs intermédiaires soit moins élevée que dans la majorité des autres secteurs observés. Donc, une basse valeur de ϕ pourrait être la raison pour laquelle le salaire réel est contracyclique dans le secteur « Tobacco ».

CONCLUSION

L'objectif de notre travail a été de documenter le comportement empirique du salaire réel suite à un choc monétaire restrictif. Étant donné que les mesures traditionnelles du choc monétaire, comme celles utilisées par CEE, mènent à des résultats peu convaincants, nous avons espéré obtenir des résultats plus précis et fiables en implantant la nouvelle mesure du choc monétaire de RR.

Après avoir présenté un survol des articles sur lesquels le mémoire se base, nous avons expliqué la méthodologie dont nous nous sommes servis afin d'analyser l'ajustement du salaire réel, sectoriel et agrégé, en réponse aux chocs monétaires. Pour quantifier les effets du choc monétaire sur le salaire réel, nous avons effectué une régression du salaire réel sur ses propres retards et les retards du choc monétaire. Après avoir spécifié le nombre de retards à l'aide du critère d'information d'Akaike, nous avons clarifié la construction des sentiers de réponse dynamique et de leurs intervalles de confiance. Une partie importante de notre étude portait sur les résultats de notre analyse des sentiers de réponse pour les différentes mesures des salaires réels sectoriels et agrégés. Nous avons ensuite vérifié si nos résultats étaient robustes à une introduction des prix pétroliers dans le modèle économétrique. Finalement, une dernière partie s'est consacrée à l'analyse des implications de nos résultats pour les modèles macroéconomiques.

Les résultats principaux de notre travail sont les suivants. Nous trouvons qu'une proportion élevée (96,7 %) de nos sentiers de réponse sont statistiquement significatifs. Donc, nos estimations sont beaucoup plus précises que celles de CEE. De plus, avec la mesure du choc de RR, les réponses du salaire réel sont plus fortes qu'avec les mesures traditionnelles. En ce qui concerne la direction de l'ajustement du salaire réel, nous trouvons que 94,8% des sentiers qui sont statistiquement significatifs révèlent une baisse du salaire réel suite à un

choc monétaire restrictif. Donc, le salaire réel est procyclique conditionnellement aux chocs monétaires. Dans la majorité des cas, sa baisse est de nature permanente.

Les résultats de notre travail attestent indirectement le bénéfice de la mesure développée par RR sur celle du genre de CEE, puisque, à l'aide de la mesure du choc monétaire qui n'utilise pas de restrictions de court terme, nous obtenons des résultats beaucoup plus précis et tranchants que CEE qui se servent de la méthode traditionnelle. Donc, NP semblent avoir raison de disqualifier les mesures qui se servent de restrictions de court terme afin d'identifier les chocs monétaires. Quant à la recherche à venir, il s'ensuit que la mesure des chocs monétaires développée par RR semble être préférable aux mesures conventionnelles au cadre des études sur les impacts de la politique monétaire. Il serait vraisemblablement utile de développer des mesures équivalentes pour d'autres pays afin d'analyser les effets des chocs monétaires de façon adéquate.

En ce qui concerne les implications de nos résultats empiriques pour les modèles macroéconomiques, nous arrivons à la conclusion suivante. Les modèles qui n'incluent qu'une seule friction, comme des rigidités de prix, des rigidités des salaires nominaux ou des frictions sur les marchés financiers ne parviennent pas à expliquer la dynamique du salaire réel adéquatement. Même le modèle qui combine des prix et des salaires nominaux rigides échoue à reproduire l'évidence empirique. Le modèle d'équilibre général qui englobe des rigidités des salaires et des prix nominaux ainsi que des inputs intermédiaires est le seul à être cohérent avec nos résultats.

APPENDICE A

Tableau A.1 :

Production réelle: AIC pour divers nombres de retards du choc et de la production

Nombre de retards pour S	Nombre de retards pour Δy	AIC
36	36	-6.314414
35	35	-6.279684
34	34	-6.284750
33	33	-6.272879
32	32	-6.284608
31	31	-6.295322
30	30	-6.298896
29	29	-6.302393
28	28	-6.313994
27	27	-6.311777
26	26	-6.321879
25	25	-6.330685
24	24	-6.330831
23	23	-6.340676
22	22	-6.343116
21	21	-6.337690
20	20	-6.333420
19	19	-6.344332
18	18	-6.352984
17	17	-6.359119
16	16	-6.364798*
15	15	-6.351410
14	14	-6.336468

Nombre de retards pour S	Nombre de retards pour Δy	AIC
13	13	-6.292788
12	12	-6.297151
11	11	-6.208433
10	10	-6.211158
9	9	-6.201841
8	8	-6.206456
7	7	-6.209788
6	6	-6.209323
5	5	-6.213143
4	4	-6.206720
3	3	-6.217122
2	2	-6.226332
1	1	-6.229071
36	24	-6.314000
30	20	-6.320729
24	16	-6.340678
18	12	-6.278794
12	8	-6.202420
6	4	-6.202573

*indique la sélection d'après le critère d'information d'Akaike (AIC)

APPENDICE B

Figure B.1:

Production industrielle: sentiers de réponse pour différentes combinaisons de retards*

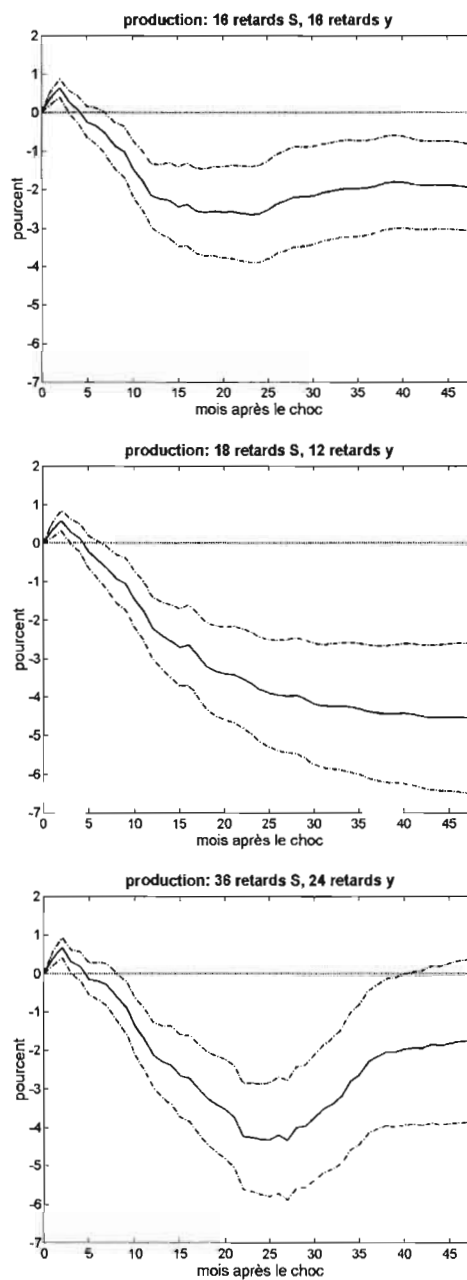


Figure B.2:
PPI: sentiers de réponse pour différentes combinaisons de retards*

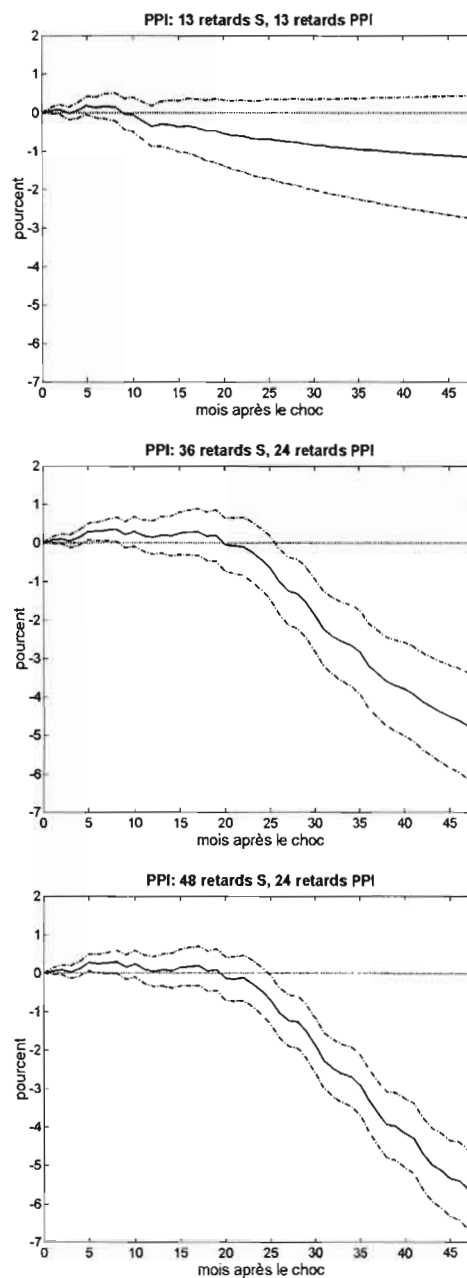
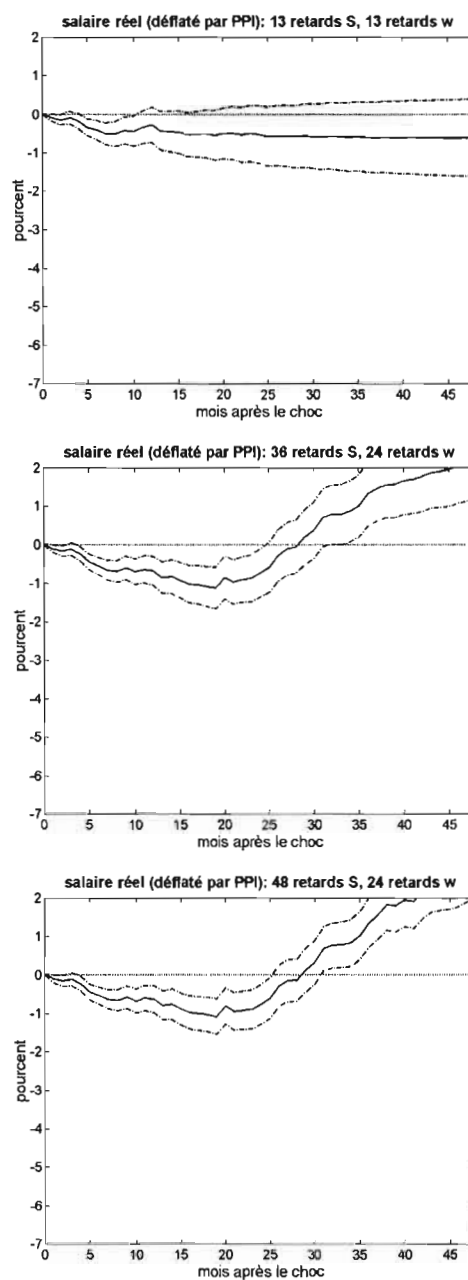


Figure B.3:
Salaire agrégé : sentiers de réponse pour différentes combinaisons de retards*



*Lignes pointillées : intervalles de confiance, lignes pleines : sentiers de réponse

APPENDICE C

Figure C.1a:
Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par PPI)*

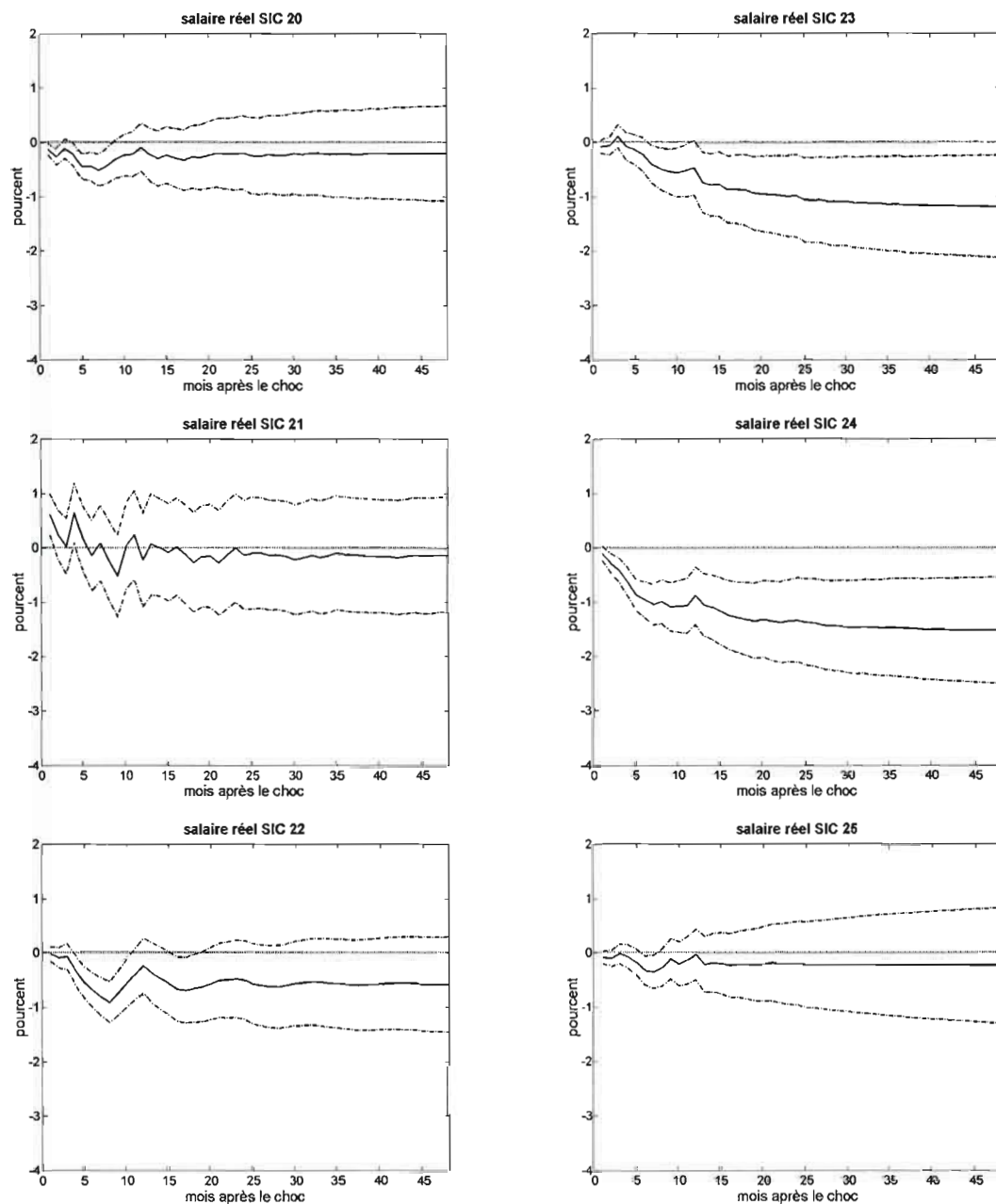


Figure C.1b:
Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par PPI)*

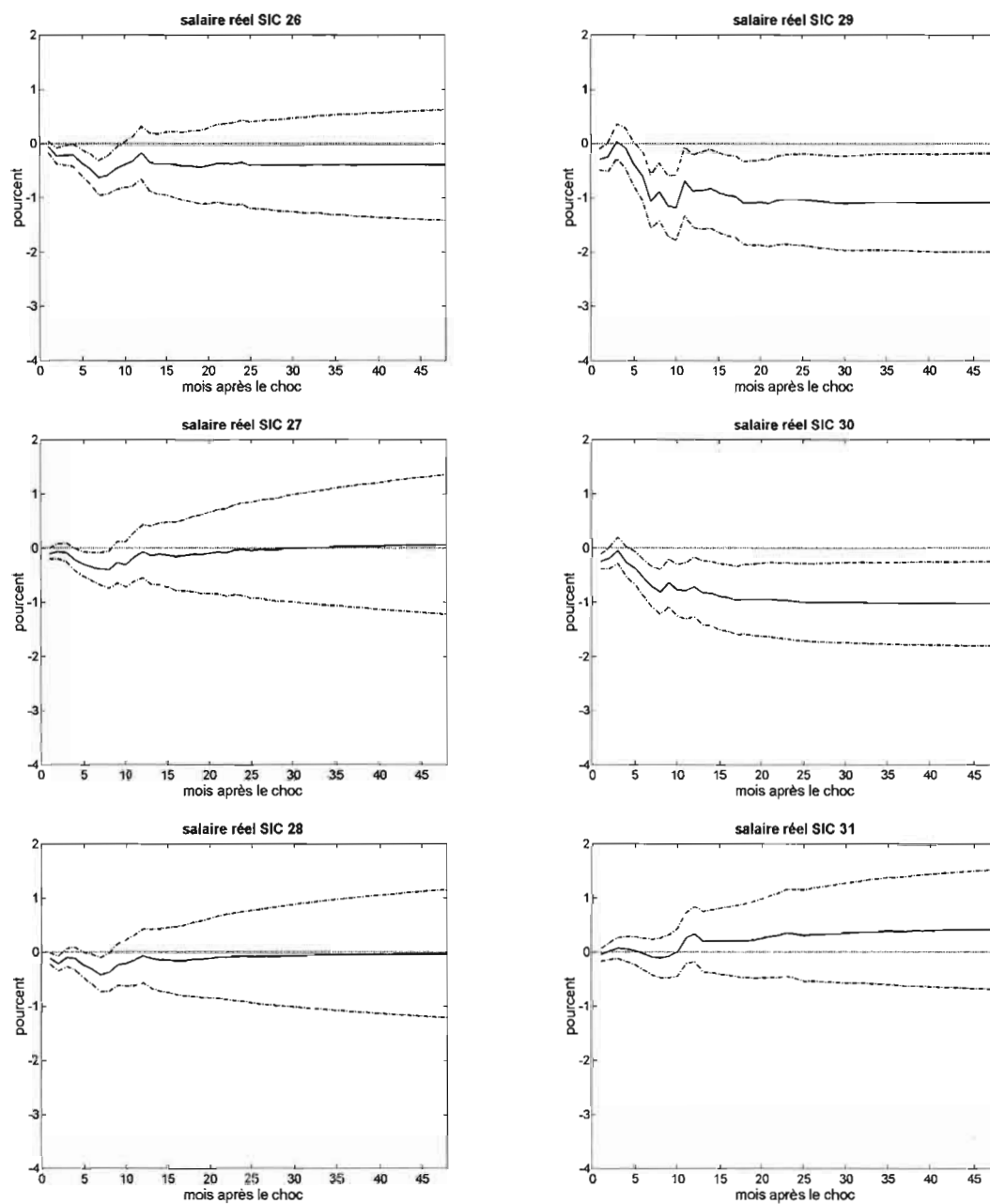
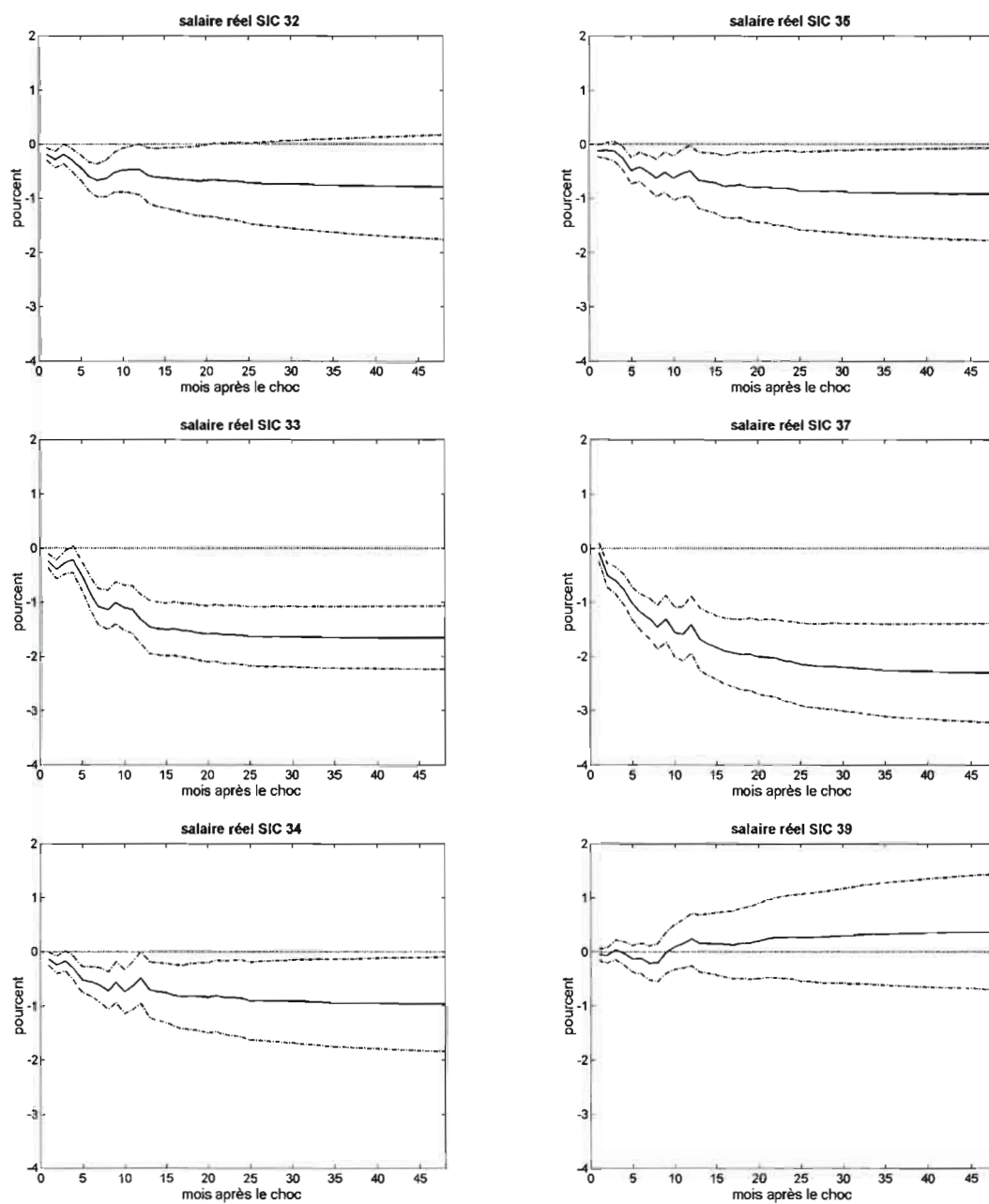


Figure C.1c:
Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par PPI)*



*Lignes pointillées : intervalles de confiance, lignes pleines : sentiers de réponse.

Figure C.2a:
Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par CPI)*

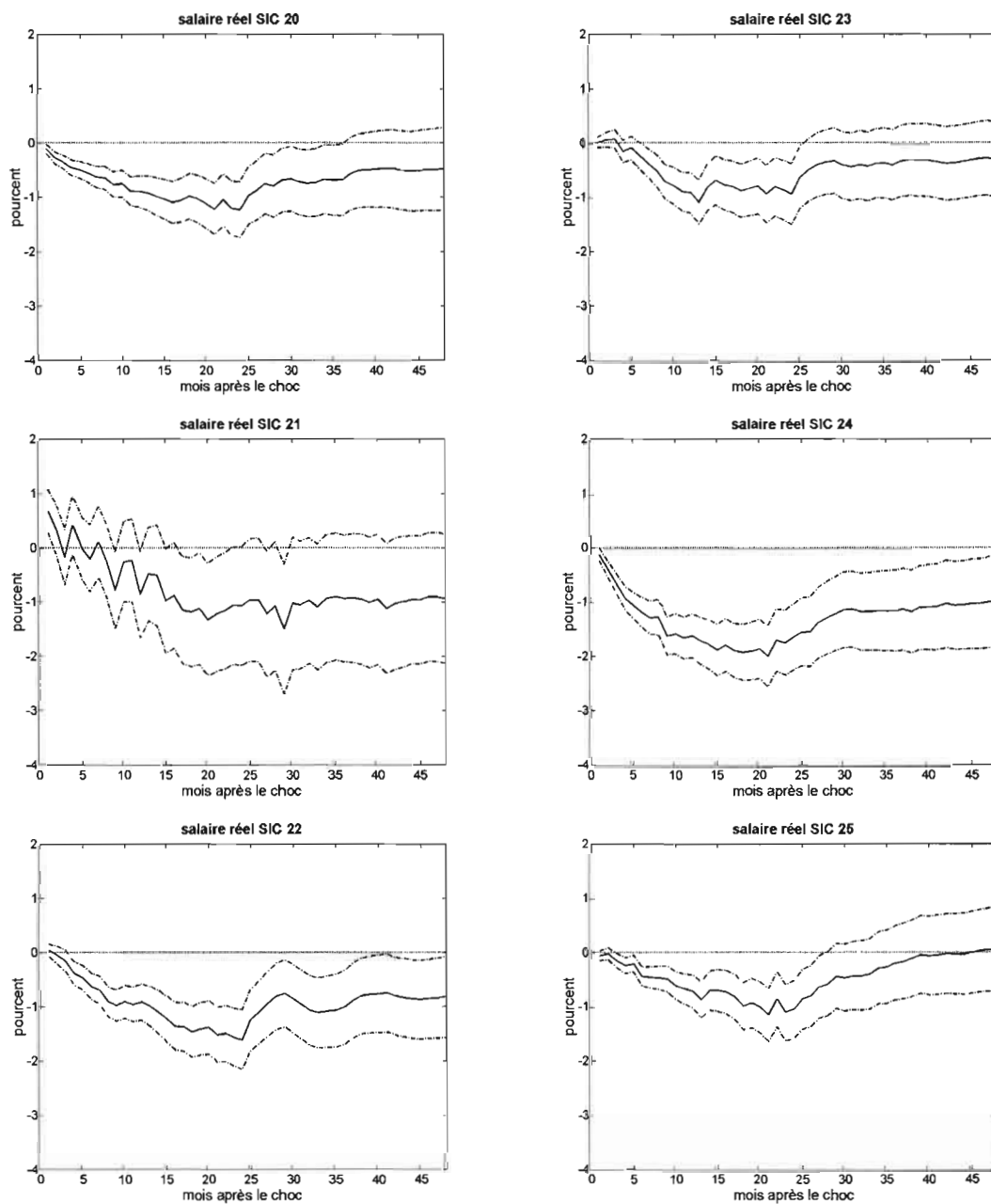


Figure C.2b:
Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par CPI)*

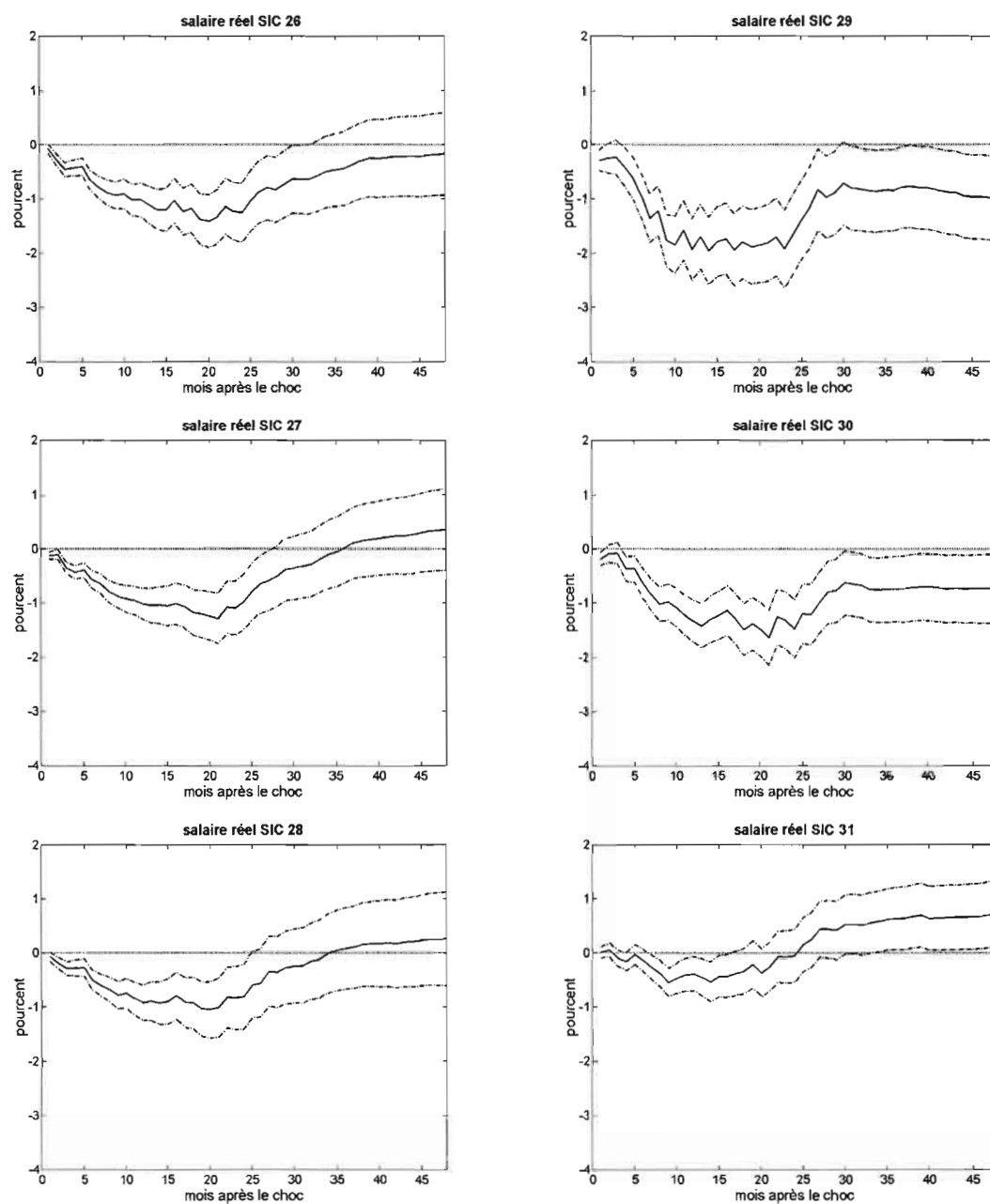
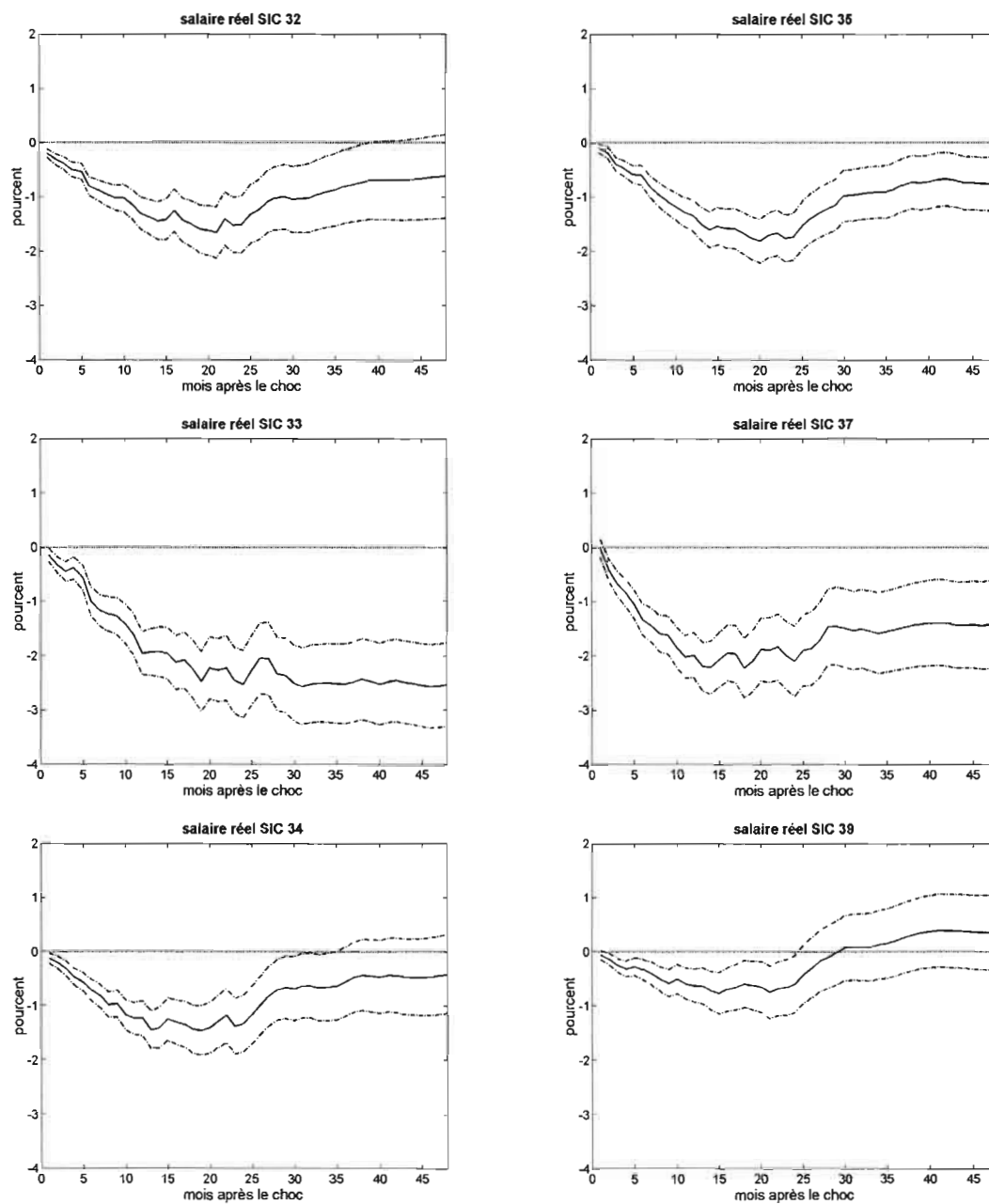


Figure C.2c:
Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par CPI)*



*Lignes pointillées : intervalles de confiance, lignes pleines : sentiers de réponse.

Figure C.3a:
Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par CPILFE)*

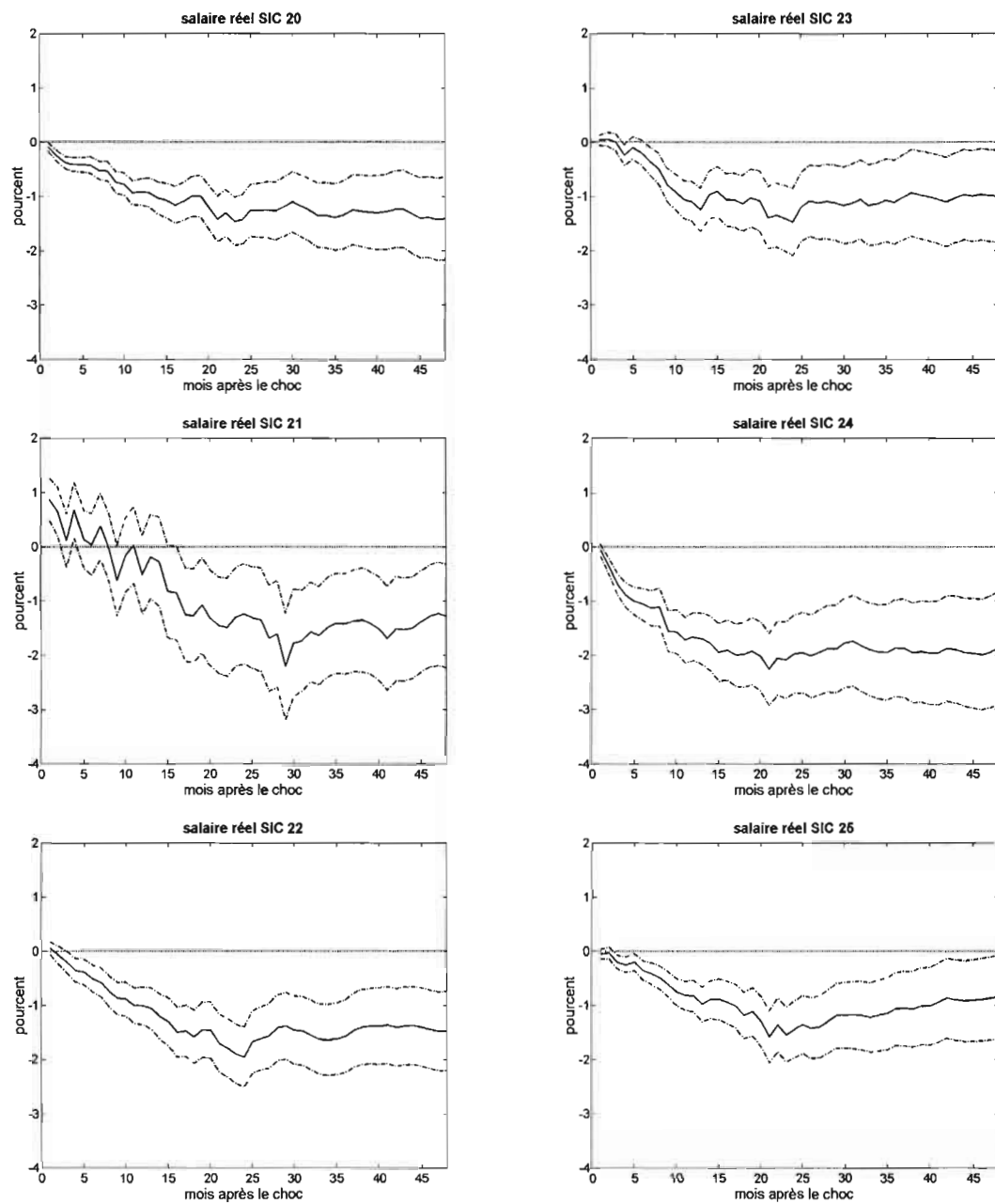


Figure C.3b:
Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par CPILFE)*

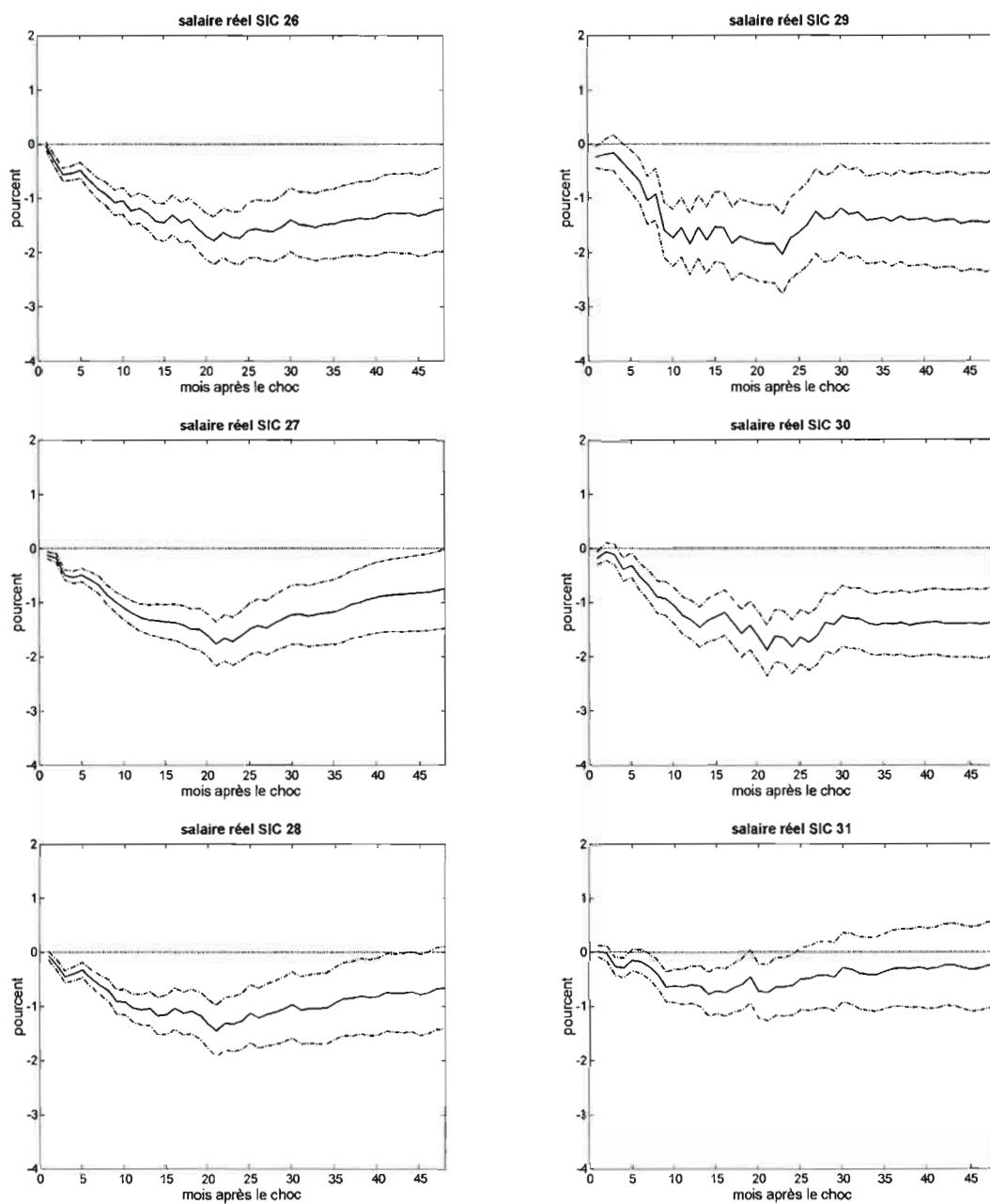
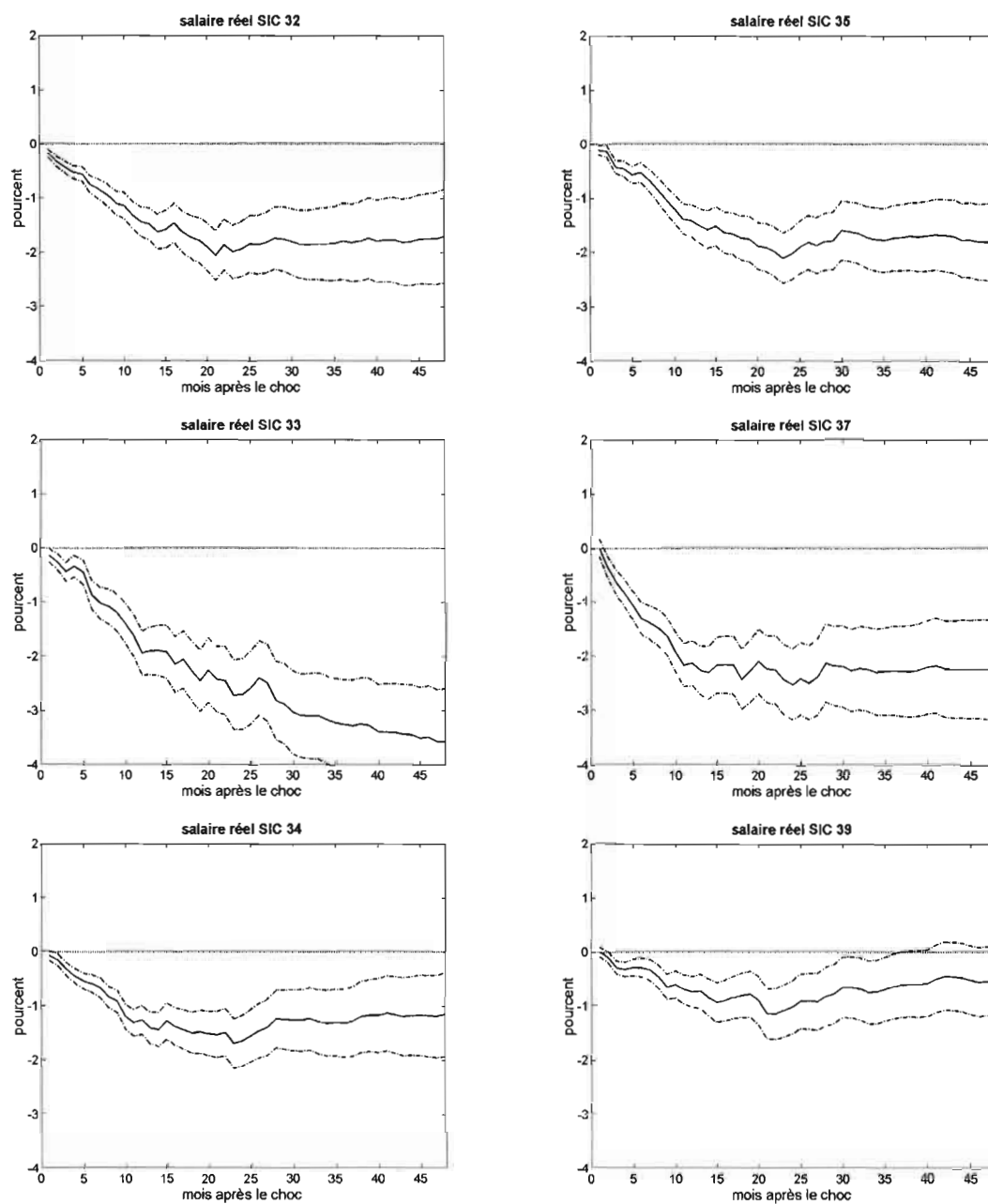


Figure C.3c:
Sentiers de réponse pour les salaires réels sectoriels (déflaté par CPILFE)*



*Lignes pointillées : intervalles de confiance, lignes pleines : sentiers de réponse.

Figure C.4:
Sentiers de réponse pour les différentes mesures du salaire réel agrégé, données trimestrielles

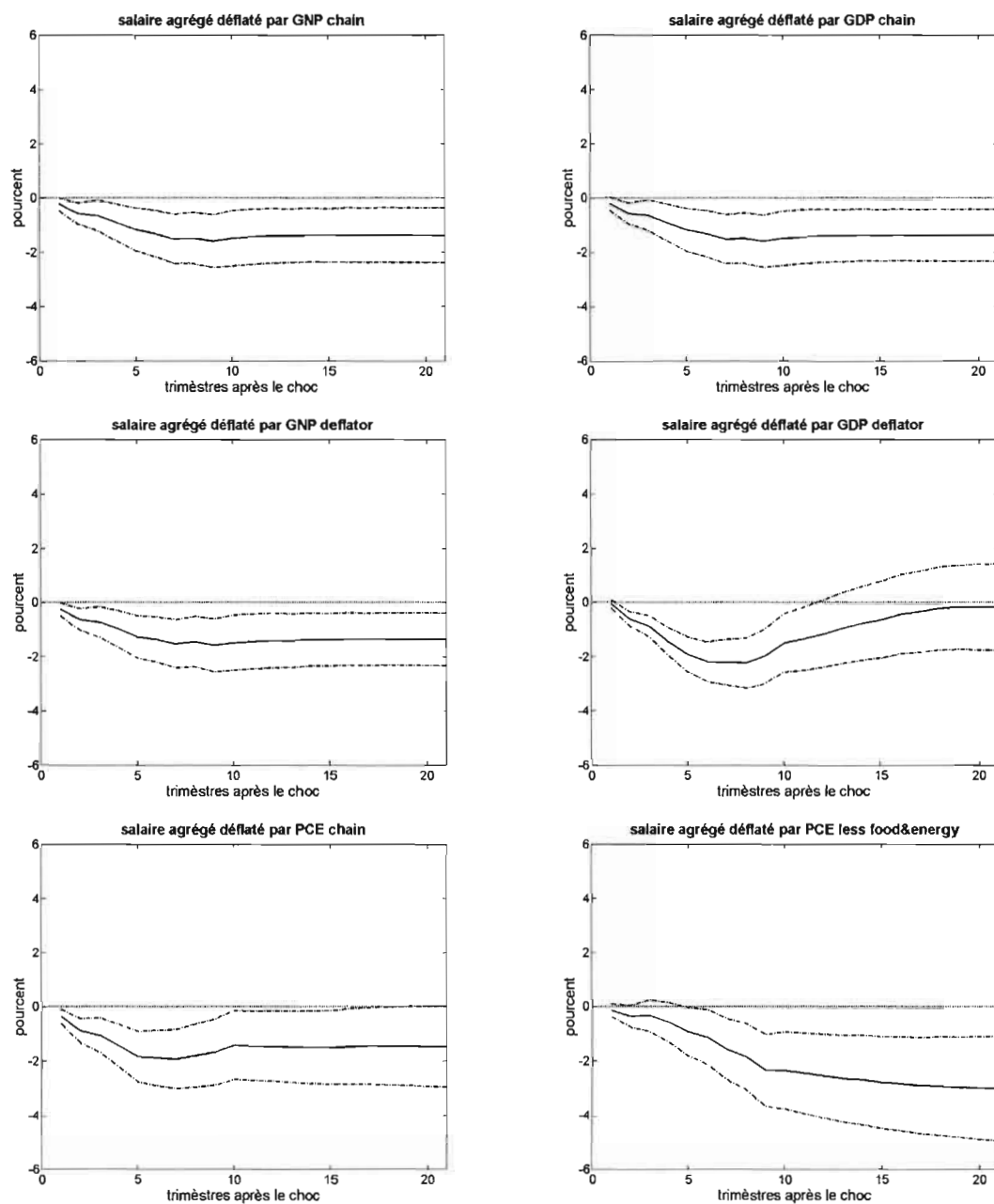


Figure C.5:
Sentiers de réponse pour les différentes mesures du salaire réel agrégé, avec et sans prix pétroliers bruts

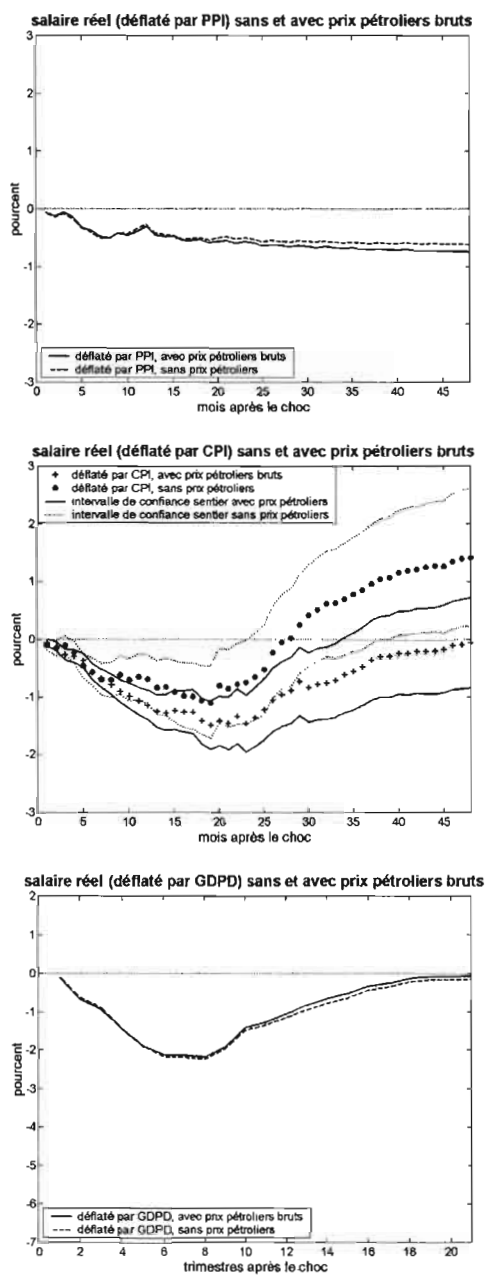
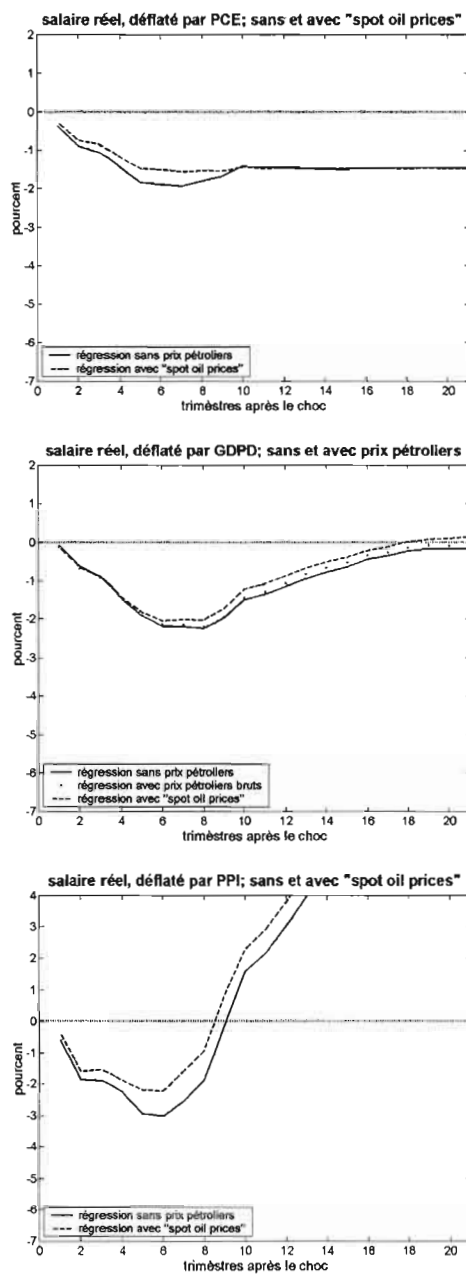


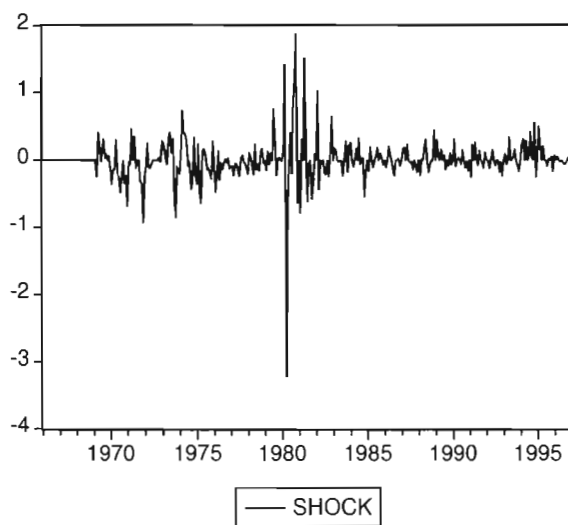
Figure C.6:
Sentiers de réponse pour les différentes mesures du salaire réel agrégé, avec et sans « spot oil prices »



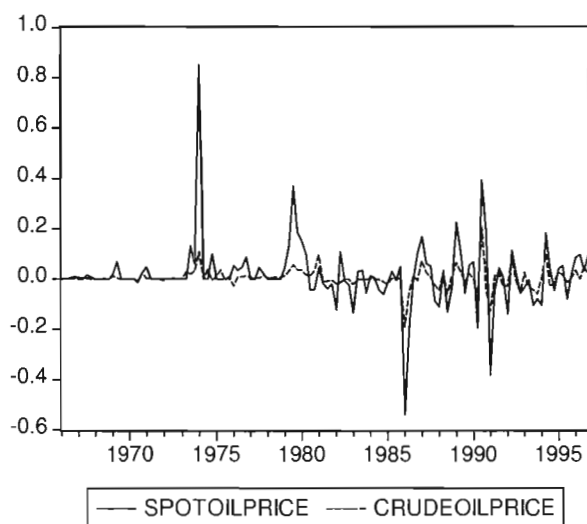
APPENDICE D

Figure D.1a:

La série du choc monétaire développée par Romer et Romer (2004)

**Figure D.1b:**

Les séries des prix pétroliers (en différences logarithmiques)



APPENDICE E

Tableau E.1:
Description et sources des données

<i>Variable</i>	<i>Description</i>	<i>Source</i>
Production réelle (en différences logarithmiques)	Série mensuelle, non désaisonnalisée	David Romer
PPI: Finished Goods	Series ID: WPUSOP3000 Série mensuelle, non désaisonnalisée	BLS
CPI: All Items	Series ID: CUUR0000SA0 Série mensuelle, non désaisonnalisée	BLS
CPI: All Items less Food and Energy	Series ID: CUUR0000SA0L1E Série mensuelle, non désaisonnalisée	BLS
GDP: chain price index	Series ID: GDPCTPI Série trimestrielle, désaisonnalisée	FRED II
GDP: implicit price deflator	Series ID: GDPDEF Série trimestrielle, désaisonnalisée	FRED II
GNP: chain price index	Series ID: GNPCTPI Série trimestrielle, désaisonnalisée	FRED II
GNP: implicit price deflator	Series ID: GNPDEF Série trimestrielle, désaisonnalisée	FRED II
PCE: Chain Price Index	Series ID: PCECTPI Série trimestrielle, désaisonnalisée	FRED II
PCE: Chain Price Index less Food and Energy	Series ID: JCXFE Série trimestrielle, désaisonnalisée	FRED II
Crude Oil Price	Série mensuelle	Banque de Données Haver
Spot Oil Price: West Texas Intermediate	Série trimestrielle	Wall Street Journal

<i>Variable</i>	<i>Description</i>	<i>Source</i>
Salaire nominal agrégé: Nonfarm Business Sector, Compensation per Hour	Series ID: LXFNC Série trimestrielle, désaisonnalisée	BLS
Salaire nominal agrégé: Total Private, Average Hourly Earnings of Production Workers	Series ID: CEU0500000006 Série mensuelle, non désaisonnalisée	BLS
Salaires sectoriels: Average Hourly Earnings of Production Workers:	Séries mensuelles, non-désaisonnalisées	BLS
<u>Secteurs des biens non durables:</u> SIC20:Food and Kindred Products, SIC21:Tobacco, SIC22:Textile Mill Products, SIC23:Apparel and Other Textiles, SIC26:Paper and Allied Products, SIC27:Printing and Publishing, SIC28:Chemical and Allied Products, SIC29:Petroleum and Coal, SIC30:Rubber and Miscellaneous Plastic Products, SIC31:Leather and Leather Products		http://www.bls.gov/ces/home.htm#data
<u>Secteurs des biens durables:</u> SIC24:Lumber and Wood Products, SIC25:Furniture and Fixtures, SIC32:Stone, Clay and Glass, SIC33:Primary Metal Industries, SIC34:Fabricated Metal Industries, SIC35:Machinery – Except Electrical, SIC37:Transportation Equipment, SIC39:Miscellaneous Manufacturing		http://www.bls.gov/ces/home.htm#data
Choc monétaire	Série mensuelle	David Romer (page internet)

RÉFÉRENCES

- Basu, Susanto. 1995. « Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare ». *American Economic Review*, vol.85, no 3 (juin), p. 512 – 531.
- Bureau of Economic Analysis, United States Commerce Department. 1997. « Input-Output Accounts Tables: Use Table I-O definition, 1997 Benchmark ». Washington D.C.: U.S. Commerce Department.
- Christiano, Lawrence J., Eichenbaum, Martin, et Evans, Charles L.. 1996. « The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds ». *Review of Economic Statistics* 78 , vol.1, p. 16-34.
- Christiano, Lawrence J., Eichenbaum, Martin, et Evans, Charles L.. 1997. « Sticky Price and Limited Participation Models of Money: A Comparison ». *European Economic Review*, vol.41, p. 1201-1249.
- Christiano, Lawrence J., Eichenbaum, Martin, et Evans, Charles L.. 2005. « Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy ». *Journal of Political Economy*, vol.113, no 1 (février), p. 1-45.
- Friedmann, M., et Schwartz, A..1963. « A Monetary History of the United States, 1867 - 1960 ». Princeton (New Jersey): Princeton University Press.
- Greene, William H..1997. *Econometric Analysis* .3^e édition. Upper Saddle River (New Jersey) : Prentice Hall, 1075 p.
- Hanes, Christopher.1996. « Changes in the Cyclical Behavior of Real Wage Rates, 1870 - 1990 ». *Journal of Economic History*, vol. 56, no 4 (decembre), p. 837 – 861.
- Hoover, Kevin D., et Perez, Stephen J..1994. « Post Hoc Ergo Propter Hoc Once More : An Evaluation of 'Does Monetary Policy Matter' in the Spirit of James Tobin ». *Journal of Monetary Economics*, vol. 34 (août), p. 47-74.
- Huang, Kevin X. D., Liu, Zheng, et Phaneuf, Louis. 2004. « Why Does Cyclical Behavior of Real Wages Change Over Time ? ». *American Economic Review*, vol.94, no 4 (septembre), p. 836-856.

- Jorgenson, Dale W., Gollop, Frank M., et Fraumeni, Barbara M. 1987. *Productivity and U.S. Economic Growth*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Normandin, Michel, et Phaneuf, Louis. 2004. « Monetary Policy Shocks : Testing Identification Conditions under Time-Varying Conditional Volatility ». *Journal of Monetary Economics* 51, p. 1217-1243.
- Paquet, Alain, Phaneuf, Louis, et Rebei, Nooman. 2003. « The Macroeconomic Effects of Military Buildups in a New Neoclassical Synthesis Framework ». Bank of Canada, Working Paper 2003-12.
- Ramey, V. A., et Shapiro, M. D.. 1998. « Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending ». *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48, 145-94.
- Romer, Christina, et Romer, David. 1989. « Does Monetary Policy Matter ? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. » Blanchard, Olivier Jean, et Fisher, Stanley (éd.). *NBER Macroeconomics Annual*: Cambridge, Massachusetts: MIT Press, p.121-170.
- Romer, Christina, et Romer, David. 1994. « Monetary Policy Matters ». *Journal of Monetary Economics*, 34 (août), p. 75-88.
- Romer, Christina, et Romer, David. 2004. « A New Mesure of Monetary Shocks :Derivation and Implications ». *The American Economic Review*, vol.94, no 4 (septembre), p. 1055-1084.
- Sims, C., et Zha, T.. 1995. « Does Monetary Policy Generate Recessions ? Monetary Policy Matters ». *International Economic Review*, 39 (4), p. 463-497.